



UNIL | Université de Lausanne

Unicentre

CH-1015 Lausanne

<http://serval.unil.ch>

---

Year : 2023

## Criminalité, économie et emprisonnement : Le poids de la criminalité et de l'économie dans l'explication des variations des populations pénitentiaires en France et en Belgique du XIXe au XXIe siècle

Tiago Mélanie M.

Tiago Mélanie M., 2023, Criminalité, économie et emprisonnement : Le poids de la criminalité et de l'économie dans l'explication des variations des populations pénitentiaires en France et en Belgique du XIXe au XXIe siècle

Originally published at : Thesis, University of Lausanne

Posted at the University of Lausanne Open Archive <http://serval.unil.ch>  
Document URN : urn:nbn:ch:serval-BIB\_D7DDF27011682

### **Droits d'auteur**

L'Université de Lausanne attire expressément l'attention des utilisateurs sur le fait que tous les documents publiés dans l'Archive SERVAL sont protégés par le droit d'auteur, conformément à la loi fédérale sur le droit d'auteur et les droits voisins (LDA). A ce titre, il est indispensable d'obtenir le consentement préalable de l'auteur et/ou de l'éditeur avant toute utilisation d'une oeuvre ou d'une partie d'une oeuvre ne relevant pas d'une utilisation à des fins personnelles au sens de la LDA (art. 19, al. 1 lettre a). A défaut, tout contrevenant s'expose aux sanctions prévues par cette loi. Nous déclinons toute responsabilité en la matière.

### **Copyright**

The University of Lausanne expressly draws the attention of users to the fact that all documents published in the SERVAL Archive are protected by copyright in accordance with federal law on copyright and similar rights (LDA). Accordingly it is indispensable to obtain prior consent from the author and/or publisher before any use of a work or part of a work for purposes other than personal use within the meaning of LDA (art. 19, para. 1 letter a). Failure to do so will expose offenders to the sanctions laid down by this law. We accept no liability in this respect.

UNIVERSITÉ DE LAUSANNE  
FACULTÉ DE DROIT, DES SCIENCES CRIMINELLES ET D'ADMINISTRATION PUBLIQUE  
ÉCOLE DES SCIENCES CRIMINELLES

**Criminalité, économie et emprisonnement :**  
**Le poids de la criminalité et de l'économie dans l'explication des variations des populations pénitentiaires en France et en Belgique du XIX<sup>e</sup> au XXI<sup>e</sup> siècle**

THÈSE DE DOCTORAT

présentée à la

Faculté de droit, des sciences criminelles et d'administration publique  
de l'Université de Lausanne

pour l'obtention du grade de

**Docteur en Criminologie**

par

**Mélanie M. Tiago**

Directeur de thèse  
Prof. Dr Marcelo F. Aebi

Jury

Prof. Dr. Franco Taroni : Président  
Prof. Dre Charlotte Vanneste (Université de Liège, Belgique) : Experte externe  
Prof. Dr Pedro Sousa (Université de Porto, Portugal): Expert externe  
Prof. Dr Stefano Caneppele (Université de Lausanne) : Expert interne

LAUSANNE  
2023

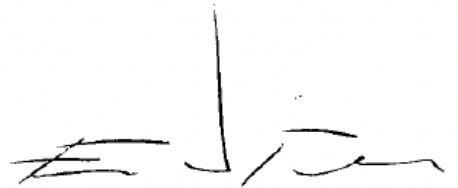


UNIL | Université de Lausanne  
École des sciences criminelles  
bâtiment Batochime  
CH-1015 Lausanne

## IMPRIMATUR

A l'issue de la soutenance de thèse, le Jury autorise l'impression de la thèse de Madame Mélanie Mesquita Tiago, candidate au doctorat en droit en criminologie et sécurité, intitulée :

**« Criminalité, économie et emprisonnement :  
Le poids de la criminalité et de l'économie dans  
l'explication des variations des populations pénitentiaires  
en France et en Belgique du XIXe au XXIe siècle »**



Professeur Franco Taroni  
Président du jury

Lausanne, le 26 avril 2023

« Si tu veux construire un bateau, ne rassemble pas tes hommes et tes femmes pour leur donner des ordres, pour expliquer chaque détail, pour leur dire où trouver chaque chose... Si tu veux construire un bateau, fais naître dans le cœur de tes hommes et tes femmes le désir de la mer. »

Antoine de Saint-Exupéry

## REMERCIEMENTS

J'ai construit un bateau... le voilà aujourd'hui achevé. Oui, je l'ai construit, mais je n'y serais jamais parvenue toute seule. Et si ce bateau est enfin prêt, c'est grâce à un merveilleux équipage qui y a veillé, j'oserais presque dire jour et nuit pour quelques-uns d'entre eux ! Et c'est pour cela que je me dois de les remercier... c'est pour cela que je veux les remercier.

Merci à celui qui a fait naître en moi le désir de la mer, et qui, après, m'a appris à la naviguer, le capitaine du navire, mon directeur de thèse, le Professeur Marcelo Aebi. Merci pour tous les conseils, toutes les opportunités, toutes les discussions, toute l'inspiration ! Ce bateau ne partirait certainement pas en mer sans vous.

Merci à ceux et celle qui, ayant longuement navigué, ont accepté de juger avec expérience et intérêt mon travail, et m'ont fourni de précieux conseils et suggestions, les membres du jury de cette thèse. Vous êtes des gens de la mer, vous savez la naviguer et je ne peux que vous remercier de m'avoir fait l'honneur d'intégrer mon jury de thèse.

Merci aussi à celui qui m'a aidé à construire les voiles de ce navire, sans lesquelles je n'aurais un jour pu partir, le professeur Jean-Paul Rene qui m'a tant aidé au niveau de la méthodologie et de l'analyse de données. Votre aide m'a été essentielle.

Merci du fond du cœur à ceux qui tous les jours naviguent à mes côtés, ceux qui, pour moi et avec moi, traversent bon nombre de tempêtes, ceux qui affrontent même mes tempêtes ! David et Bryan, les deux hommes de ma vie, mon chéri et mon kawaii petit garçon, qui remplissent ma vie d'amour. On en a traversé des vents et des marées ! Mais après chaque tempête apparaît un arc-en-ciel... et ceux-ci en valent bien la peine. Au final, comme dit mon Bryan, ce qui est important c'est que l'on soit ensemble !

Merci à ma famille de m'avoir guidée, telle une boussole, à ceux qui m'ont aidé, depuis petite, à ne pas perdre le nord.

Merci à ma belle-mère, un exemple de force, persévérance, courage et détermination, qui tous les jours me montre que même en pleine tempête on peut naviguer. Et à mon beau-père, qui n'a jamais eu besoin de me dire grand-chose pour me faire sentir comprise et aimée, capable d'affronter les caprices de la mer. Vous m'avez toujours tant apporté.

Aujourd'hui, je suis prête à partir en mer, et c'est aussi grâce à vous. Vous qui m'avez fait comprendre que cette mer, comme toute autre, regorge de trésors, mais aussi de tourmentes. Mais je suis prête, vous m'y avez préparée ! Aujourd'hui, je tiens la barre et je pars à la découverte d'un Nouveau Monde (je ne saurais échapper à mes racines lusitaniennes !). Oui, je pars... et je pars en ayant la certitude de tout pouvoir affronter.

## RÉSUMÉ

Cette recherche longitudinale analyse le lien entre la criminalité, mesurée par l'activité de différentes instances engagées dans la procédure pénale, et les conditions économiques, d'un côté, et les fluctuations de la population pénitentiaire en France et en Belgique entre 1831 et 2019. Pour ce faire, elle utilise et compare différentes techniques d'analyse. D'un côté, elle introduit des techniques issues de l'économétrie que jusqu'à présent ont rarement été utilisées en criminologie. Il s'agit de l'analyse de cointégration, le modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM), l'auto-régression vectorielle (VAR), et l'analyse de causalité (au sens de Granger) par la procédure de Toda-Yamamoto. De l'autre côté, elle reprend la technique traditionnellement utilisée en criminologie, qui est celle de l'analyse de corrélation, à travers le coefficient de corrélation de Spearman.

Les résultats de cette recherche montrent que, pour de nombreuses séries chronologiques, l'analyse de corrélation aboutit à de résultats statistiquement significatifs, alors que les techniques d'analyse économétriques indiquent le contraire. Or, les techniques d'analyse de corrélation, et spécifiquement l'analyse du coefficient de Pearson, ne sont pas appropriées pour l'étude de séries temporelles. En effet, les observations de chaque variable ne sont pas indépendantes, mais liées entre elles par le facteur temps qui peut leur donner une structure interne, un facteur qui n'est pas considéré lors de l'analyse de corrélation. Cela suggère que les résultats des recherches qui ont analysé précédemment les liens entre criminalité, économie et emprisonnement sont questionnables en termes de validité et de fiabilité.

En outre, les résultats de cette recherche infirment des hypothèses proposées par l'économie politique de la punition, dans la mesure où ils indiquent qu'une hausse de la criminalité et une amélioration des conditions économiques se font accompagner généralement d'une hausse de la population détenue.

Globalement, cette recherche met en évidence l'impact des choix méthodologiques — dans l'espèce, la technique d'analyse de données privilégiée — sur les résultats obtenus. Elle permettrait ainsi d'expliquer les divergences et les contradictions dans les résultats obtenus par les recherches qui, par le passé, ont étudié la relation entre criminalité, économie et emprisonnement.

Mots-clés : causalité, corrélation, cointégration, crime, criminalité, détention, économétrie, économie, économique, emprisonnement, Granger, longitudinale, Spearman, Toda-Yamamoto, VAR, VECM.

## ABSTRACT

This longitudinal research analyzes the relationship between crime, measured by the activity of different bodies involved in criminal proceedings, and economic conditions, and the fluctuations of the prison population in France and Belgium between 1831 and 2019. In one hand, it uses and compares different analysis techniques. In one hand, it introduces techniques from econometrics which have been used in criminology until now. These are cointegration analysis, vector-error correction model (VECM), vectorial auto-regression vectorial (VAR), and Granger causality analysis using the Toda-Yamamoto's procedure. On the other hand, it considers the correlation analysis, a technique traditionally used in criminology, through Spearman's correlation coefficient.

The results of this research show that, for many time series, correlation analysis leads to statistically significant results, while econometric analysis techniques indicate the opposite. Yet, correlation analysis, and specifically Pearson's coefficient, are not appropriate for the study of time-series. Indeed, each variable observations are not independent but linked by the factor *time*, which influences their internal structure, a factor which is not considered during correlation analysis. This suggests that the results of previous researches analysing the relationship between crime, economy and imprisonment are questionable in terms of validity and reliability.

Furthermore, the results invalidate hypotheses proposed by the political economy of punishment, insofar as they indicate that an increase in crime and an improvement in economic conditions are generally accompanied by an increase in the prison population.

Overall, this research highlights the impact of methodological choices — in this case, the preferred data analysis technique — on the results. It would thus make it possible to explain the divergences and contradictions in the results obtained by research which, in the past, has studied the relationship between crime, economy and imprisonment.

Keywords: causality, correlation, cointegration, crime, criminality, detention, econometrics, economy, economic, imprisonment, Granger, longitudinal, Spearman, Toda-Yamamoto, VAR, VECM.

## TABLE DES MATIÈRES

<b>CHAPITRE I INTRODUCTION.....</b>	<b>10</b>
<b>CHAPITRE II CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DETENTION : THÉORIES ET RECHERCHES.....</b>	<b>14</b>
1. CRIMINALITÉ ET DÉTENTION : RECHERCHES ET CONSIDÉRATIONS THÉORIQUES .....	14
2. ÉCONOMIE ET DÉTENTION : RECHERCHES ET CONSIDÉRATIONS THÉORIQUES.....	18
3. DIFFÉRENTES TECHNIQUES D'ANALYSE .....	27
4. REMARQUES CONCLUSIVES RELATIVES AU CHAPITRE II.....	46
<b>CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE.....</b>	<b>47</b>
1. LES HYPOTHÈSES DE RECHERCHE.....	47
2. LES SOURCES DES DONNÉES.....	48
3. LES INDICATEURS ET LES VARIABLES.....	49
3.1. <i>Indicateurs et variables pénales</i> .....	50
3.1.1. Indicateurs et variables pénales pour la France .....	53
3.1.2. Indicateurs et variables pénales pour la Belgique .....	54
3.2. <i>Indicateurs et variables économiques</i> .....	55
3.2.1. Indicateurs et variables économiques pour la France .....	61
3.2.2. Indicateurs et variables économiques pour la Belgique .....	62
4. LE TRAITEMENT DES DONNÉES .....	63
4.1. <i>Les données manquantes et les différences dans l'étendue des séries</i> .....	63
4.2. <i>Les données françaises</i> .....	64
4.2.1. La comparabilité des données françaises .....	65
4.3. <i>Les données belges</i> .....	71
5. L'ANALYSE DES DONNÉES.....	72
5.1. <i>La stationnarité des données : Le test Augmented Dickey-Fuller</i> .....	76
5.2. <i>Séries stationnaires : le modèle VAR</i> .....	77
5.2.1. Analyse des dynamiques à court terme : le test IRF et la décomposition de la variance....	78
5.3. <i>Séries non stationnaires : Test Johansen et VECM</i> .....	78
5.3.1. La relation de cointégration : Le test Johansen .....	78
5.3.2. Analyse des dynamiques à court terme : VECM.....	79
5.4. <i>Le lien de causalité : la procédure de Toda-Yamamoto</i> .....	79
5.5. <i>La corrélation : le coefficient de corrélation de Spearman</i> .....	81
<b>CHAPITRE IV LA FRANCE.....</b>	<b>83</b>
1. UNE SÉRIE, TROIS PÉRIODES D'ÉVOLUTION DE LA POPULATION PÉNITENTIAIRE FRANÇAISE.....	85
1.1. <i>Première période : de 1831 à 1851</i> .....	86
1.1.1. Criminalité et enfermement en France entre 1831 et 1851.....	87
1.1.2. Économie et emprisonnement en France entre 1831 et 1851 .....	90
1.1.3. Principaux résultats de l'analyse de la première période en France .....	96
1.2. <i>Deuxième période : de 1852 à 1939</i> .....	98
1.2.1. Criminalité et détention en France entre 1852 et 1939 .....	100
1.2.2. Économie et emprisonnement en France entre 1852 et 1939.....	104
1.2.3. Principaux résultats de l'analyse de la deuxième période .....	112
1.3. <i>Troisième période : de 1946 à 2019</i> .....	116
1.3.1. Criminalité et détention en France entre 1946 et 2019 .....	118
1.3.2. Économie et emprisonnement en France entre 1946 et 2019.....	124
1.3.3. Principaux résultats de la troisième période.....	131
2. ANALYSE GLOBALE (1831-2019) .....	134
2.1. <i>Les tendances de l'emprisonnement en France</i> .....	134
2.2. <i>L'activité des instances impliquées dans la procédure pénale</i> .....	137
2.2.1. L'activité des parquets et le stock de détenus.....	137
2.2.2. L'activité des tribunaux correctionnels et le stock de détenus .....	138
2.2.3. L'activité des cours d'assises et le stock de détenus (1831-2019) .....	139
2.3. <i>L'environnement économique et la population détenue en France</i> .....	140
2.3.1. La population pénitentiaire et le pouvoir d'achat.....	140
2.3.2. La population pénitentiaire et le PIB .....	142



2.3.3. La population pénitentiaire et la production industrielle .....	143
2.4. Résumé des résultats de l'analyse globale.....	145
3. CONFRONTATION INTERNE DES RÉSULTATS EN CONTEXTE FRANÇAIS .....	146
<b>CHAPITRE V LA BELGIQUE .....</b>	<b>151</b>
1. UNE SÉRIE, TROIS PÉRIODES D'ÉVOLUTION DE LA POPULATION PÉNITENTIAIRE BELGE .....	153
1.1. Première période : de 1831 à 1847 .....	154
1.1.1. Criminalité et emprisonnement en Belgique entre 1831 et 1847.....	154
1.1.2. Économie et emprisonnement en Belgique entre 1831 et 1847.....	158
1.1.3. Principaux résultats de la première période belge (1831-1847) .....	162
1.2. Deuxième période : de 1848 à 1939.....	164
1.2.1. Criminalité et détention en Belgique entre 1848 et 1939 .....	165
1.2.2. Économie et emprisonnement en Belgique entre 1848 et 1939.....	169
1.2.3. Principaux résultats de la deuxième période (1848-1939).....	182
1.3. Troisième période : de 1946 à 2019.....	185
1.3.1. Criminalité et détention en Belgique entre 1946 et 2019 .....	186
1.3.2. économie et détention en Belgique entre 1946 et 2019.....	191
1.3.3. Principaux résultats de la troisième période (1946-2019).....	196
2. ANALYSE GLOBALE (1831-2019) .....	198
2.1. Les tendances de l'emprisonnement en Belgique.....	198
2.2. L'activité des instances impliquées dans la procédure pénale .....	200
2.2.1. L'activité des parquets et le stock de détenus.....	200
2.2.2. L'activité des tribunaux correctionnels et le stock de détenus .....	202
2.2.3. L'activité des cours d'assises et le stock de détenus .....	203
2.3. Le contexte économique et les populations enfermées en Belgique .....	204
2.3.1. La population pénitentiaire et le PIB .....	204
2.4. Résumé des résultats de l'analyse globale.....	205
3. CONFRONTATION INTERNE DES RÉSULTATS EN CONTEXTE BELGE .....	207
<b>CHAPITRE VI FRANCE ET BELGIQUE : CONFRONTATION EXTERNE DES RÉSULTATS.....</b>	<b>212</b>
1. L'ÉVOLUTION DE LA POPULATION DÉTENUE EN FRANCE ET EN BELGIQUE ENTRE 1831 ET 2019 .....	212
2. LE DÉCOUPAGE DES SÉRIES HISTORIQUES FRANÇAISE ET BELGE : L'ÉTENDU DES PÉRIODES ET LES VARIABLES ÉCONOMIQUES STRATÉGIQUES.....	214
3. L'ANALYSE DU LIEN ENTRE CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN FRANCE ET EN BELGIQUE .....	215
3.1. Confrontation des résultats de la 1 <sup>re</sup> période.....	220
3.2. Confrontation des résultats de la 2 <sup>e</sup> période .....	221
3.3. Confrontation des résultats de la 3 <sup>e</sup> période .....	223
3.4. Confrontation des résultats de l'analyse globale .....	224
3.5. Remarques conclusives.....	225
<b>CHAPITRE VII DISCUSSION .....</b>	<b>230</b>
<b>CHAPITRE VIII CONCLUSION .....</b>	<b>242</b>
<b>Liste des tableaux .....</b>	<b>247</b>
<b>Liste des tableaux en annexe .....</b>	<b>249</b>
<b>Liste des figures .....</b>	<b>276</b>
<b>Liste des figures en annexe.....</b>	<b>277</b>
<b>Liste des graphiques.....</b>	<b>280</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>284</b>
<b>ANNEXES .....</b>	<b>I</b>
ANNEXE A. SOURCE DES DONNÉES .....	I
ANNEXE B. LE PROCESSUS D'HOMOGÉNÉISATION DES DONNÉES FRANÇAISES .....	III
ANNEXE C. ANALYSES STATISTIQUES DÉTAILLÉES CONCERNANT LE LIEN ENTRE CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN FRANCE DANS LE CONTEXTE DE LA PREMIÈRE PÉRIODE D'ANALYSE (1931-1951) .....	VI

ANNEXE D. ANALYSES STATISTIQUES DÉTAILLÉES CONCERNANT LE LIEN ENTRE CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN FRANCE DANS LE CONTEXTE DE LA DEUXIÈME PÉRIODE D'ANALYSE (1852-1939) .....	XXVIII
ANNEXE E. ANALYSES STATISTIQUES DÉTAILLÉES CONCERNANT LE LIEN ENTRE CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN FRANCE DANS LE CONTEXTE DE LA TROISIÈME PÉRIODE D'ANALYSE (1946-2019) .....	LV
ANNEXE F. ANALYSES STATISTIQUES DÉTAILLÉES CONCERNANT LE LIEN ENTRE CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN FRANCE DANS LE CONTEXTE DE L'ANALYSE GLOBALE (1831-2019) .....	LXXXVII
ANNEXE G. ANALYSES STATISTIQUES DÉTAILLÉES CONCERNANT LE LIEN ENTRE CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN BELGIQUE DANS LE CONTEXTE DE L'ANALYSE PREMIÈRE PÉRIODE (1831-1837) .....	CVII
ANNEXE H. ANALYSES STATISTIQUES DÉTAILLÉES CONCERNANT LE LIEN ENTRE CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN BELGIQUE DANS LE CONTEXTE DE L'ANALYSE DEUXIÈME PÉRIODE (1848-1939) .....	CXX
ANNEXE I. ANALYSES STATISTIQUES DÉTAILLÉES CONCERNANT LE LIEN ENTRE CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN BELGIQUE DANS LE CONTEXTE DE L'ANALYSE TROISIÈME PÉRIODE (1946-2019) .....	CXLVI
ANNEXE J. ANALYSES STATISTIQUES DÉTAILLÉES CONCERNANT LE LIEN ENTRE CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN BELGIQUE DANS LE CONTEXTE DE L'ANALYSE GLOBALE (1831-2019) .....	CLXXV

## Chapitre I INTRODUCTION

Les causes sous-jacentes aux fluctuations des populations pénitentiaires ont fait l'objet d'étude de nombreuses recherches (pour un résumé, voir Cook, 2009; Lappi-Seppälä, 2011 et Ouimet, 2012). En particulier, l'impact de la criminalité et des conditions économiques sur ces fluctuations a été au cœur de vifs débats (voir par exemple Abdalrahman, 2017; Aebi et al., 2015; Brandariz-García & González-Sanchez, 2018; Cantekin & Elgin, 2019; Dünkel, 2017; Durlauf & Nagin, 2011; Lappi-Seppälä, 2010; Oliver, 2012; Ouimet, 2012; Vanneste, 2001).

D'un côté, l'emprisonnement est la conséquence de la commission d'un crime, de sorte qu'il serait d'espérer que les variations enregistrées au niveau de la criminalité soient associées à des variations du taux de détention, soit en le faisant augmenter, et dans ce cas une hausse de la criminalité se traduirait par une hausse de la population détenue (Abdalrahman, 2017; Melossi, 2001), soit en le faisant diminuer, et dans ce cas une augmentation de la criminalité se traduirait par une baisse de la population carcérale (Levitt, 1996, 2004; Liedka et al., 2006).

D'un autre côté, notamment après la publication de l'œuvre de Rusche et Kirchheimer (1939) *Peine et Structure Sociale*, de nombreuses recherches se sont penchées sur le lien entre les changements économiques et les différentes formes de punition, particulièrement l'emprisonnement. Se positionnant dans une perspective marxiste, ces auteurs postulent que le système pénal est influencé par les conditions du marché du travail, de sorte que les pratiques pénales seraient une réponse à ces conditions. Ainsi, en périodes de pénurie de main-d'œuvre, caractérisées par l'augmentation des salaires et par une économie fragile, la prison deviendrait un lieu de travail, même si ce travail est contraint. En revanche, quand la main-d'œuvre est abondante, le travail en prison cesse d'être rentable et la prison doit alors exercer un tout autre rôle, devenant le lieu de stockage de «l'armée de réserve de travailleurs» – un concept imaginé et développé par Marx dans son livre *Le Capital* (1867, cité par Chiricos & Delone, 1992) – qui restent disponibles dans l'immédiat pour la société industrielle en cas de besoin. Dans ce contexte, un environnement économique prospère serait associé à une baisse de la population carcérale, alors qu'en périodes de crise économique celle-ci aurait tendance à augmenter (Melossi, 2003, 2007, 2011), une idée partagée par de nombreux chercheurs (voir par exemple Abdalrahman, 2017; Box & Hale, 1985; Chiricos & Bales, 1991; Chiricos & Delone, 1992; Laffargue & Godefroy, 1989). Depuis quelques années, ces chercheurs font référence à leur domaine de recherche en utilisant la dénomination *the political economy of punishment* qu'on peut traduire comme *l'économie politique de la punition* (Melossi et al., 2018). Finalement, certains estiment que les fluctuations des populations pénitentiaires sont conséquence de divers facteurs, comme les politiques sociales ou encore la durée de la peine (ex.: Arvanites, 1993; Brandariz-García, s. d.; Dünkel, 2017; Jiménez Franco, 2016), et que, dans sens, l'effet de l'environnement économique sur les taux d'emprisonnement ne serait pas si important qu'on le pense.

Finalement, des auteurs comme Bergman (2018), Hassid (2015) ou encore Mulok et al. (2016) considèrent que la relation entre le contexte économique et la population pénitentiaire se fait de manière indirecte, l'environnement économique ayant un impact sur le taux de criminalité qui, à son tour, se suivrait de changements au niveau du volume de détenus. Selon ces auteurs, la croissance économique engendre une hausse du taux de criminalité par la création de nouvelles opportunités à la criminalité, une hausse à laquelle suit une augmentation des taux d'incarcération.

De nombreuses études ont abordé cette problématique, mais nous verrons que leurs résultats demeurent souvent contradictoires. Dans ce contexte, la présente recherche a pour but de comprendre les fluctuations de la population détenue en France et en Belgique, deux pays linguistiquement, géographiquement et historiquement proches, dont les données sont disponibles depuis 1831. Pour ce faire, nous tenant compte des variations enregistrées non seulement au niveau de la criminalité — en analysant le lien entre l'activité des différentes instances impliquées dans la procédure pénale et le taux de détention pour 100'000 habitants — mais aussi au niveau du contexte économique — en testant l'hypothèse de Rusche et Kirchheimer (1939) qui suggère que la prospérité économique engendre une baisse de la population détenue. Une étude similaire, couvrant la période 1831-1995, a été conduite en Belgique par Vanneste (2001) — étude dont sont d'ailleurs issues une bonne partie des données utilisées dans le cadre de cette recherche — ce qui permet de faire des comparaisons pertinentes tout en actualisant autant que possible la série étudiée et en appliquant de nouvelles techniques d'analyse de données.

Dans ce contexte, la particularité de cette recherche est qu'elle utilise des techniques d'analyse des données qui, à notre connaissance, n'ont que peu été appliquées dans le domaine de la criminologie (voir Chapitre III), et particulièrement dans les recherches longitudinales portant sur la population pénitentiaire, mais qui sont parfaitement adaptées à l'analyse de séries temporelles. C'est ainsi que, pour analyser des séries historiques qui couvrent presque 200 ans (1831-2019) dans deux pays différents (France et Belgique), nous aurons recours à deux modèles d'analyse de données différents en fonction de la nature des données en termes de stationnarité. La relation entre des variables stationnaires sera analysée sous l'angle des modèles d'autorégression vectorielle (VAR), et celle entre des variables non stationnaires sera axée sur l'analyse de cointégration. Le but des modèles VAR est de relever la structure d'autocorrélation des données pour caractériser au mieux la dynamique jointe des variables stationnaires modélisées (Collard & Fève, 2008) alors que les analyses de cointégration se penchent sur la dynamique d'évolution de variables non stationnaires.

En imposant moins de restrictions que les modèles traditionnellement utilisés en criminologie pour l'analyse de séries temporelles (comme ARIMA), les modèles utilisés dans cette recherche permettent d'analyser l'impact d'une variable sur l'autre non seulement à *long terme* — en considérant l'ensemble de la série de données — mais aussi à *court terme*, en analysant l'effet

qu'un changement provoqué au niveau de la variable indépendante aura sur la variable dépendante dans l'année ou les deux années — dépendant des caractéristiques des données utilisées dans chaque recherche — qui suivent (Shin, 2017). Ces caractéristiques font de ces modèles, empruntés à l'économétrie, une option intéressante pour l'analyse de l'impact (éventuel) de la criminalité et de l'économie sur l'emprisonnement et peuvent s'avérer une option à privilégier dans le contexte de futures recherches comme une alternative moins contraignante aux modèles traditionnels.

Au-delà des modèles économétriques, nous conduisons également des analyses de corrélation. Depuis quelques années, des experts signalent que ce genre d'analyse n'est pas adaptée à l'étude de séries chronologiques (Lin et Brannigan, 2003; Shin, 2017) ; toutefois nous verrons que l'immense majorité des recherches criminologiques sur notre sujet d'étude se fonde sur des analyses de corrélation et utilise notamment le coefficient de Pearson. Les analyses de corrélation rempliraient ainsi le rôle d'une sorte de variable de contrôle qui pourrait nous aider à comprendre l'influence de la technique d'analyse sur les résultats obtenus lorsqu'on étudie le lien entre criminalité, économie et emprisonnement. Toutefois, au lieu d'utiliser le coefficient de Pearson ( $r$ ) — qui est manifestement inapproprié pour mesurer des corrélations non linéaires comme celles de notre étude (voir Chapitre III) — nous aurons recours au coefficient de corrélation des rangs de Spearman ( $\rho$ ), une mesure d'association qui, étant non-paramétrique, peut être utilisée avec tout type de données non-paramétrique. De ce fait, malgré les limitations du coefficient de Spearman, que nous verrons en détail dans le Chapitre III — notamment le fait qu'il ne prend pas en considération le facteur temps — ce coefficient se prête plus à l'analyse de nos données que le coefficient de corrélation de Pearson.

En ayant recours à différents modèles d'analyse de données (soient-ils peu ou très utilisées en criminologie), nous pourrions mettre en évidence différents types des liens entre les variables et confronter les résultats en fonction du type de modèle. Ainsi, l'un des objectifs généraux de cette recherche sera de confronter les résultats issus de différents modèles d'analyse de données afin de comprendre si le choix du modèle peut avoir un impact sur les résultats, ce qui pourrait à son tour expliquer les divergences de résultats que l'on retrouve dans la littérature.

L'objet de notre étude est ainsi traduit par le lien entre la criminalité enregistrée et l'environnement économique (d'un côté) et l'emprisonnement (de l'autre) en France et en Belgique depuis le XIX<sup>e</sup> siècle. La criminalité est ici mesurée par l'activité des différentes instances judiciaires engagées dans la procédure pénale. Malgré le fait que l'utilisation de ces indicateurs pour mesurer la criminalité soit discutable, car ces statistiques traduisent en réalité la réaction sociale à la criminalité par le renvoi au système pénal, nous donnons dans ce sens qu'une « ... image indirecte de la réalité du crime » (Killias et al., 2019, p.39), « les statistiques judiciaires sont (...) les seules données qui permettent d'analyser l'évolution de la criminalité

sur le long terme» (Killias et al., 2019, p.42). Ainsi, dans le contexte spécifique de cette recherche, lorsque nous parlons de criminalité nous nous référons à la criminalité enregistrée et, concrètement, à l'activité des instances impliquées dans les différentes phases de la procédure pénale.

Cette recherche a donc trois grands objectifs : (1) analyser la relation entre criminalité (mesurée par différentes variables traduisant l'activité des instances engagées dans la procédure pénale, soit les parquets, les tribunaux correctionnels et les cours d'assises) et emprisonnement, (2) étudier le lien entre le contexte économique et l'emprisonnement ; et (3) procéder à une analyse comparative des résultats en considérant non seulement deux niveaux d'analyse — l'analyse par périodes (découpées de la série temporelle en fonction de l'évolution de la population détenue) et l'analyse globale (qui considère l'ensemble de la série chronologique) — mais aussi différentes techniques d'analyse.

La présente étude est divisée en huit sections. Le présent chapitre — Chapitre I — introduit le sujet de recherche, ainsi que ses contours et objectifs généraux. Le Chapitre II concerne les théories et les recherches développées sur le sujet, que ce soit en matière de lien entre criminalité, économie et détention, ou de méthodologie utilisée pour étudier ce lien. Le chapitre suivant, Chapitre III, est réservé à la méthodologie de recherche, où sont présentés les hypothèses, les données, les indicateurs et variables ainsi que les spécificités de chaque test utilisé dans le cadre de cette recherche. Ensuite, les Chapitres IV et V concernent, respectivement, la France et la Belgique. Chacun de ces chapitres débute par la présentation de la procédure pénale puisque la criminalité est mesurée par l'activité des instances justement dans la procédure pénale. Ceci est suivi d'une présentation du découpage de la série temporelle qui sera fait en fonction de l'évolution de la population détenue. Les périodes sont ensuite analysées à titre individuel dans le contexte de chaque pays, puis une analyse globale sur l'ensemble de la série chronologique est présentée. La section suivante s'adonne à une confrontation interne des résultats, où les résultats obtenus lors de l'analyse de chaque période et lors de l'analyse globale sont confrontés afin d'en relever les similitudes et différences.

Le Chapitre VI concerne la confrontation externe des résultats. À ce moment les résultats obtenus lors de l'analyse des liens entre criminalité et économie et emprisonnement en France et en Belgique sont confrontés en termes de périodes et au niveau global. Les conclusions avancées se baseront sur ce qu'indiquent la majorité des résultats.

La discussion des résultats est présentée dans le Chapitre VII. Ce chapitre fait aussi le lien entre les résultats de cette recherche et les fondements théoriques et empiriques présentées dans le Chapitre II. Finalement, le Chapitre VIII présente la conclusion.

## **Chapitre II CRIMINALITÉ, ÉCONOMIE ET DETENTION : THÉORIES ET RECHERCHES**

Les études portant sur les variations des populations enfermées se divisent, selon Dünkel (2017), autour de deux grands facteurs explicatifs: (1) les facteurs internes à l'emprisonnement, où l'auteur place notamment la criminalité, les pratiques de condamnation ou de jugement et les politiques criminelles et (2) les facteurs externes à celui-ci, notamment des facteurs structurels et développementaux comme le contexte économique. Si les résultats des recherches menées sur la problématique varient en fonction de ces deux types de facteurs, il s'avère que le choix de la méthode d'analyse des données peut lui aussi avoir un impact considérable sur les résultats.

Ce chapitre présente une recension des écrits sur le lien entre la criminalité, l'économie et l'emprisonnement ainsi qu'une deuxième recension axée sur les modèles d'analyse de données privilégiés par les recherches qui ont étudié ce lien. Le chapitre intègre aussi les principaux fondements théoriques sous-jacents à la relation entre ces trois phénomènes.

### **1. Criminalité et détention : recherches et considérations théoriques**

Dans un État démocratique, l'emprisonnement est la conséquence de la commission d'un crime, de sorte qu'il est logique de se tourner tout d'abord sur ce dernier pour comprendre les fluctuations des populations pénitentiaires. La relation entre criminalité et emprisonnement peut être analysée dans une perspective longitudinale (à travers le temps), et dans une perspective transversale (au sein de plusieurs pays). Dans ce contexte, Aebi et al. (2015) constatent une différence entre les recherches menées en Europe, où l'impact de la délinquance est rarement mis en valeur, et celles menées aux États-Unis où son impact est plus souvent mis en avant.

En outre, parmi les recherches appartenant au premier groupe, celui des recherches longitudinales, nous retrouvons une grande quantité de travaux portant sur les États-Unis. Ainsi, en analysant la relation entre criminalité et emprisonnement entre 1972 et 2000 aux États-Unis, Liedka et al. (2006) constatent l'existence d'une relation statistique significative négative entre les deux phénomènes. Les résultats des recherches de Levitt (1996, 2004) portant sur les années 1990 vont, eux aussi, dans le même sens, alors que les résultats de DeFina et Arvanites (2002) et de Kovandzic et Vieraitis (2006) n'aboutissent à aucune relation statistique significative entre criminalité et emprisonnement aux États-Unis entre 1971 et 1998 et en Floride, spécifiquement, entre 1980 et 2000.

Les résultats de plusieurs autres études pointent vers l'existence d'un lien positif entre criminalité et emprisonnement. C'est le cas de la recherche d'Abdallahman (2017) qui est à la fois

longitudinale et transversale, et qui porte sur sept pays de langue arabe entre 1968 et 2013<sup>1</sup>, ou encore celle de Melossi (2001) qui aboutit à une relation statistique positive et significative entre le taux d'homicides et le taux d'emprisonnement entre 1947 et 1994 en Italie ; en revanche, en Belgique, Vanneste (2001) constate une dissociation entre criminalité (mesurée par les statistiques judiciaires) et emprisonnement entre 1831 et 1995, dans le sens où criminalité et emprisonnement évoluent dans le temps de manière indépendante.

Pour ce qui est des recherches transversales, nous constatons la même divergence de résultats. La recherche de Biles (1979), par exemple, a conclu à l'existence d'une relation statistique positive entre criminalité et incarcération aux États-Unis, au Canada et en Australie en 1974. Au contraire, en ayant recours à des analyses de cointégration, qui évaluent la dynamique d'évolution des variables dans le temps, Spelman (2008) constate qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les deux phénomènes aux États-Unis entre 1950 et 2004. Cependant, les résultats de cette recherche suggèrent aussi qu'une hausse des taux de criminalité se traduit par une augmentation de la population pénitentiaire (Spelman, 2008).

En Europe, Aebi et Kuhn (2000) ont également conclu à l'inexistence d'une corrélation statistique ( $r$ ) significative entre la criminalité grave, notamment les homicides, et l'emprisonnement au sein de 15 pays en 1995. D'un autre côté, en analysant le lien entre criminalité et emprisonnement à travers différents indicateurs de la criminalité – tels que la criminalité totale enregistrée, les causes de décès, la victimisation et les condamnations – au sein de plusieurs pays entre 1980 et 2005, les résultats de l'étude conduite par Lappi-Seppälä (2010) pointent vers l'existence d'une corrélation ( $r$ ) statistique négative entre la totalité des crimes reportés et les taux d'incarcération. Aucune corrélation ( $r$ ) statistiquement significative n'est cependant retrouvée entre criminalité et emprisonnement quand la première est mesurée à travers des données de victimisation, de causes de décès et de condamnations. L'auteur souligne néanmoins que les tendances de la criminalité et de l'incarcération peuvent différer sans que cette différence soit constante. En Finlande par exemple, le taux de criminalité reportée a d'abord augmenté puis diminué alors que, pendant la même période, le taux d'emprisonnement a baissé de manière constante (Lappi-Seppälä, 2010); en Angleterre et aux Pays de Galles, on constate une tendance à la hausse en ce qui concerne les deux variables, mais pas sur les mêmes périodes. Les résultats de l'étude de Lappi-Seppälä (2010) permettent, ainsi, de conclure que les tendances générales enregistrées au niveau de la criminalité ne suffisent pas à expliquer, à elles seules, les fluctuations de l'emprisonnement. S'il semble logique d'espérer que la criminalité ait un impact sur le taux de population pénitentiaire dans la mesure où la détention est une réponse à la commission d'un crime, il est aussi possible que la relation s'opère dans le sens inverse, le taux d'emprisonnement conditionnant le taux de criminalité.

---

<sup>1</sup> Ces pays sont la Lybie, l'Égypte, le Maroc, l'Algérie, l'Arabie Saoudite, la Jordanie et le Liban.



Trois explications sont souvent avancées pour expliquer l'impact de l'incarcération sur la criminalité. La première est en lien avec la *dissuasion* en tant que fonction de la peine, que ce soit en termes de prévention générale ou spéciale (Galbiati & Philippe, 2014; Levitt, 1996; Liedka et al., 2006); la deuxième est relative au mécanisme de *neutralisation* que représente la prison (Galbiati & Philippe, 2014; Levitt, 1996; Liedka et al., 2006) ; et la troisième repose sur l'hypothèse de l'*adaptation* selon laquelle le système de justice s'adapterait en réponse à une hausse des populations enfermées (Cusson, 1999).

La prévention spéciale traduit toute intervention dont le but est de prévenir le comportement d'une personne ayant déjà commis des actes illicites par la peur de la sanction. La prévention générale a un public cible plus large puisque son but est de dissuader l'ensemble de la population (Killias et al., 2019) qui, voyant le nombre de personnes incarcérées augmenter, s'abstiendrait de commettre des crimes par peur d'être pris (Galbiati & Philippe, 2014; Levitt, 1996; Liedka et al., 2006). Il est aussi communément accepté qu'en plus de la dissuasion, la peine a pour but d'empêcher celui qui est coupable de commettre de nouveaux délits. L'emprisonnement, en particulier, cherche à éviter que la personne ait l'occasion de commettre d'autres délits (du moins en dehors des murs de la prison), une logique qui renvoie à la notion de neutralisation. Si l'on prend en considération ces deux mécanismes (dissuasion et neutralisation), on peut poser comme hypothèse que plus il y aura de personnes enfermées, moins il y aura de crimes, puisque ceux qui sont enfermés ne pourront pas en commettre davantage, et ceux qui ne le sont pas s'abstiendront de le faire par peur de finir incarcérés. Le problème de cette ligne de pensée est que la population n'est pas stable. Selon Aebi et al. (2015), l'effet dissuasif de l'emprisonnement a en effet souvent été surestimé. D'ailleurs, si l'on se base sur les résultats des recherches conduites par Levitt (1996; 2004), Marvell et Moody (1994) et Witt et Witte (2000), on constate qu'une hausse du taux d'incarcération n'est responsable que d'une très faible proportion de la baisse subséquente du taux de criminalité. Travis et al. (2014) soutiennent d'ailleurs que l'impact de l'emprisonnement sur la criminalité est certes probable, mais la magnitude d'un tel impact est incertaine, quoique possiblement de faible intensité.

Pour ce qui est de la troisième explication, il est en effet envisageable que le système de justice pénale s'adapte aux changements de l'environnement de manière à maintenir le taux d'emprisonnement relativement stable. Une telle vision impliquerait que, confronté à une occupation croissante des institutions pénitentiaires, le système de justice tente de maintenir les populations carcérales stables à travers une baisse des poursuites et des condamnations des différentes instances engagées dans la procédure pénale afin de rétablir l'équilibre. Si l'on considère cette activité comme une mesure (indirecte) de la criminalité, ceci revient à dire que la hausse de la population pénitentiaire aura pour effet une baisse de la criminalité (Cusson, 1999). Étant donné que les effectifs et le nombre de places en prison n'augmentent pas en principe aussi vite que la criminalité, Cusson (1999) considère que la baisse de la

criminalité suite à la hausse des populations pénitentiaires s'expliquerait (du moins en partie) par la renonciation de poursuites et par la libération anticipée de certains détenus.

Or, les résultats de la recherche de Byrne et al. (2015), portant sur les vingt pays à plus forte population pénitentiaire entre 2000 et 2015, suggèrent que le taux d'occupation des prisons n'a pas d'impact sur la diminution subséquente de la population pénitentiaire, ce qui remet en question les hypothèses de dissuasion, neutralisation et adaptation.

D'un autre côté, les résultats des recherches analysées dans la revue de littérature de Durlauf et Nagin (2011) indiquent l'existence d'une corrélation positive entre détention et criminalité aux États-Unis entre 1972 et 2008, de sorte qu'une hausse de l'emprisonnement aura pour effet une hausse (et non une baisse) de la criminalité. Ce lien positif s'expliquerait, selon les auteurs, par la stigmatisation sociale et économique que peut engendrer la détention, ce qui favoriserait la récidive. Les auteurs estiment qu'une fois leur peine purgée, les personnes ayant été incarcérées peuvent une nouvelle fois se tourner vers la délinquance, estimant que les voies conventionnelles leur sont bloquées (Durlauf & Nagin, 2011). Si les résultats de plusieurs études soutiennent, en effet, que le taux de récidive est plus élevé chez les personnes ayant été condamnées à une peine d'emprisonnement par rapport aux personnes ayant été condamnée à d'autres peines, le fait est que, comme le relève Wilkins (1975, cité par Killias et al., 2019), beaucoup de ces études sont «faussés sur (...) deux plans: soit les groupes comparés ne sont pas comparables en ce qui concerne les antécédents et autres facteurs de risque, soit la durée du temps d'exposition aux risques n'est pas identique» (Killias et al., 2019, p. 419). Afin d'évaluer l'impact de cette stigmatisation, l'idéal serait, selon Killias et ses collègues (2019), de suivre dans le temps les personnes dès leur sortie de prison.

À l'image de Vanneste (2001) et de DeFina et Arvanites (2002), plusieurs auteurs considèrent aussi que criminalité et emprisonnement sont deux phénomènes indépendants. En 2011, un article publié dans *The Washington Post* sur les cinq mythes liés à l'incarcération plaçait justement la criminalité en tête de liste. Dans cet article, Mauer et Cole (2011) expliquent que le taux de criminalité aux États-Unis était au plus bas depuis les années 70, mais la part de responsabilité de cette baisse dans les fluctuations du taux d'incarcération était incertaine. En effet, en dépit d'une augmentation constante du taux d'emprisonnement aux États-Unis, le taux de criminalité est lui passé par plusieurs périodes de hausse et de baisse (Tcherni-Buzzeo, 2019; Zimring, 2006). Le même constat est fait par Byrne et al. (2015) qui conclurent que dans 85 % des vingt pays à plus forte population incarcérée analysés, la population pénitentiaire n'a cessé d'augmenter entre 2000 et 2015 alors que le taux de criminalité est resté, d'une manière générale, stable. Plusieurs auteurs (voir par exemple Aebi & Kuhn, 2000; Kensey, 2007) soutiennent d'ailleurs que les fluctuations de l'emprisonnement ne sont effectivement pas à attribuer aux fluctuations générales de la criminalité, mais notamment à la durée des peines prononcées. En France, par exemple, les résultats de la recherche de Kensey (2007) suggèrent que la hausse du taux de détention entre 1974 et 2005 a été causée par l'augmentation de la

durée des peines prononcées. En analysant le lien entre criminalité et emprisonnement au sein de 15 pays européens en 1995, Aebi et Kuhn (2000) conclurent eux aussi que le taux de population pénitentiaire dépend principalement de la durée des peines. Si l'on prend encore un autre exemple, celui de l'Espagne, le taux de population carcérale est en baisse depuis 2010 (Aebi & Tiago, 2019; Aebi et al., 2019; Cid & Andreu, 2017; Dünkel, 2017), une tendance qui est expliquée par Cid et Ibàñez (2019) par deux réformes en particulier, l'une portant sur la réduction des peines pour les délits en matière de drogues et l'autre sur l'expansion de la libération conditionnelle. Les mesures communautaires, dont la libération conditionnelle fait partie, sont en effet souvent avancées comme facteurs explicatifs des fluctuations des populations enfermées. Pourtant, lors d'une recherche menée sur 29 pays d'Europe occidentale, Aebi et al. (2015) ont constaté que de hauts taux d'emprisonnement sont souvent accompagnés d'une grande proportion d'auteurs purgeant des sanctions communautaires, ce qui signifie que les sanctions communautaires ne remplacent pas nécessairement l'incarcération, mais élargissent potentiellement le contrôle social pénal.

Selon Vanneste (2021), si la criminalité est la condition légale de l'application de la loi, criminalité et pénalité sont deux phénomènes qui évoluent en grande partie de façon autonome et c'est justement le constat de leur dissociation qui, selon l'auteure, a ouvert la porte à la considération d'une multitude d'autres facteurs potentiels dans les domaines économique, sociale et politique. Il s'agit des facteurs que Dünkel (2017) classifie comme externes à l'emprisonnement et qui concernent les changements qui s'opèrent dans la société en général, du point de vue structurel et développemental.

## 2. Économie et détention : recherches et considérations théoriques

L'influence du contexte économique sur la criminalité et la pénalité est une des principales problématiques dans le cadre de l'analyse économique de la punitivité et elle a été étudiée selon différentes perspectives dans le cadre de diverses théories criminologiques. Les crises économiques sont vues comme un des facteurs explicatifs non seulement à la hausse de la criminalité, à cause de leur impact sur le chômage, la pauvreté et l'inégalité, mais aussi de la sévérité des peines et de la hausse conséquente des taux de détention (Brandariz-García & González-Sánchez, 2018).

Tel que nous l'avons déjà indiqué, l'intérêt sur le lien entre les changements économiques et les différentes formes de punition, notamment l'emprisonnement, s'est surtout développé depuis la publication de l'ouvrage de Rusche et Kirchheimer (1939) intitulé *Peine et Structure Sociale*. Les idées avancées dans ce manuscrit ont été développées sur la base des écrits de Rusche (1932, cité par Rusche et Kirchheimer, 1939) qui, quelques années auparavant, publia un article exposant les principales notions sous-jacentes à un ouvrage qu'il avait été chargé de préparer pour l'*Institut für Socialforschung* concernant «les relations entre le marché du travail et les différents types de peines (...) dans une perspective historique» (Rusche &

Kirchheimer, 1939, p.11). Ayant quitté l'Allemagne après l'ascension de Hitler au pouvoir, Rusche n'aura pas l'occasion d'achever son œuvre, qui fut confiée quelques années plus tard à Kirchheimer, faute de nouvelles de Rusche. Kirchheimer s'est ainsi vu confier la mission de réécrire et conclure l'ouvrage esquissé par la plume de Rusche. *Peine et Structure Sociale* se voit, de ce fait, né des idées de Rusche et imprégné de celles de Kirchheimer.

Au cœur du manuscrit de Rusche et Kirchheimer (1939), nous retrouvons les notions de *structure sociale* et de *conditions du marché du travail* comme concepts clés dans l'explication du fonctionnement du système de justice pénale en général et de l'usage des sanctions en particulier. Selon les auteurs, ces sanctions ne seraient rien d'autre qu'une réponse à ces conditions de travail. Dans cette perspective, clairement marxiste, plus abondante est la main-d'œuvre par rapport à la demande, plus les peines seront sévères et la prison se transforme en un lieu de travail contraint (Rusche & Kirchheimer, 1939) dans le but de «détendre le marché du travail» (Killias et al., 2019, p.345). D'un autre côté, quand la main-d'œuvre se fait rare, les salaires augmentent, le niveau de vie s'améliore et la misère diminue ce qui aura pour conséquence non seulement une baisse de la criminalité, mais aussi de la sévérité des peines et de l'emprisonnement. La prison cesse alors d'être un lieu de travail pour devenir le lieu de stockage de «l'armée de réserve de travailleurs» imaginée par Marx (1867, cité par Chiricos & Delone, 1992). La situation du marché du travail déterminerait ainsi la valeur de l'individu comme force de production et conditionnerait l'usage que le système de justice fait de la peine et de son intensité. Selon Melossi (2003, 2007, 2011), les périodes de prospérité économique seraient, dans ce sens, associées à une pénalité réformatrice, alors que celles de stagnation économique seraient plutôt caractérisées par une pénalité plus dure et donc des taux d'incarcération plus élevés.

Suivant Jankovic (1977) — qui s'inspire de Rusche et Kirchheimer (1939) — puisque l'emprisonnement servirait à réguler le marché du travail, les changements enregistrés dans le volume des personnes enfermées auront aussi un impact sur le marché du travail, ce qui ferait de la relation entre ces deux facteurs une relation bidirectionnelle.

Pour Rusche et Kirchheimer (1939), les pratiques pénales seraient non seulement le produit des caractéristiques des différentes périodes historiques, mais aussi des processus de développement économique. Pour cette raison, les recherches s'inspirant des écrits de ces deux auteurs se sont essentiellement développées dans deux directions: (1) l'évolution historique des relations entre la structure du marché du travail et celle des sanctions, et (2) les fluctuations des populations pénitentiaires en fonction des variations liées au marché de l'emploi (Laffargue & Godefroy, 1989; Vanneste, 2001). Puisque le but de cette recherche est justement d'étudier l'impact de différents facteurs économiques sur l'emprisonnement, nous prendrons la deuxième direction qui intègre les recherches menées dans le but d'analyser les fluctuations pénitentiaires en fonction des conditions économiques.

Chiricos et Delone (1992) ont passé en revue l'évidence empirique liée aux formulations théoriques ayant découlées de la thèse originale de Rusche et Kirchheimer (1939). Ils constatent que dans plus de la moitié des études analysées l'excédent de main-d'œuvre et positivement lié à la population carcérale (64 % des études) et aux admissions en prison (60 % des études). Ils relèvent encore que cette relation statistique positive est présente dans la majorité des études longitudinales (70 %) et transversales (60 %).

La très large marge d'interprétation laissée par Rusche et Kirchheimer (1939) a conduit au développement d'une multitude d'études qui tentent de corroborer ou réfuter les postulats développés par ces auteurs à travers, notamment, l'utilisation de différentes méthodologies d'analyse des données, que ce soit en termes de modèle d'analyse ou d'indicateurs utilisés. En effet, les indicateurs privilégiés varient beaucoup à travers les recherches, surtout en ce qui concerne les indicateurs destinés à évaluer l'environnement économique. Parmi ces derniers nous retrouvons fréquemment le prix de différents biens à la consommation, le PIB ou le PNB, le chômage, les revenus, ou encore les inégalités sociales.

Afin d'analyser le lien entre les conditions économiques et la criminalité au XIX<sup>e</sup> siècle, les chercheurs ont souvent utilisé comme indicateurs économiques le prix de différents biens de consommation comme celui du blé, des céréales, du pain, du charbon ou de la fonte (voir par exemple Blasius, 1993, Bonger, 1905 ou Vanneste, 2001). Les recherches de Bonger (1905, cité par Killias et al., 2019) et Blasius (1993, cité par Killias et al., 2019) ont notamment permis de constater un lien étroit entre les prix des aliments de première nécessité et le vol. Le rapprochement entre le prix du froment et la criminalité paraît d'ailleurs déjà dans le rapport du Compte Général français de 1880, mais, selon Killias et ses collègues (2019), la relation étroite entre les prix des biens de première nécessité (comme le blé et le froment) et la criminalité s'est « estompée vers la fin du XIX<sup>e</sup> siècle (...) probablement par la diminution de la misère populaire » (p.127).

Si nous arrivons à retrouver différentes recherches mettant en lien criminalité et prix des biens à la consommation, les recherches qui se centrent sur l'impact de ces prix sur les populations pénitentiaires sont, elles, moins nombreuses. En analysant la relation entre le prix du froment et les populations incarcérées en Belgique entre 1846 et 1972, Vanneste (2001) conclut à l'existence d'une corrélation ( $r$ ) statistique positive et significative entre ces deux variables de sorte que toute hausse/baisse du prix du froment serait liée à une hausse/baisse des populations pénitentiaires. Les résultats de cette recherche indiquent, d'un autre côté, l'existence d'une corrélation ( $r$ ) statistique négative entre le prix du charbon et celui de la fonte et la population pénitentiaire belge entre 1873 et 1914, ce qui implique que toute hausse (ou baisse) des prix du charbon et de la fonte est accompagnée d'une baisse (ou hausse) du volume de la population pénitentiaire belge. Si ceci peut paraître contradictoire, Vanneste (2001) souligne que les prix du charbon et de la fonte évoluent de manière concomitante aux

salaires, ce qui signifie que la hausse des prix accompagne la hausse des salaires et, par conséquent, la hausse des prix traduirait un contexte économique prospère.

L'inflation, qui se traduit par une augmentation générale des prix (et par la perte du pouvoir d'achat), a également été utilisée par différents chercheurs comme indicateur économique. Une étude conduite aux États-Unis, et portant sur la période comprise entre 1948 et 1985, conclut, par exemple, que l'inflation est positivement associée aux taux d'incarcération, et ce même en contrôlant des variables externes comme la criminalité violente, la capacité des institutions pénitentiaires et la structure d'âge de la population (Lessan, 1981). D'autres auteurs, comme Sutton (2004, 2012), estiment en revanche que l'impact de l'inflation sur l'emprisonnement est négatif puisque l'inflation aura pour conséquence une baisse des inégalités de revenus en transférant les richesses des créanciers aux débiteurs (Dimelis & Livada, 1999) et c'est cette baisse des inégalités qui expliquerait la diminution de la population incarcérée. De ce point de vue, l'impact de l'inflation sur l'emprisonnement se ferait de manière indirecte. Néanmoins, le fait est que la vulnérabilité économique n'implique pas forcément la contraction de dettes et, pourtant, cette explications présente des limites.

Nous retrouvons également, au cœur de plusieurs recherches, le produit national brut (PNB)<sup>2</sup> ou le produit interne brut (PIB)<sup>3</sup> en tant qu'indicateur économique. Plusieurs ont été les chercheurs ayant conclu à l'existence d'une relation positive entre l'un ou l'autre de ces indicateurs et le taux d'emprisonnement (voir par exemple Jacobs & Kleban, 2003; Ouimet, 2012), alors que d'autres comme DeMichele (2014) conclurent que la relation entre ces variables ne serait pas significative en termes statistiques, et d'autres encore (voir par exemple Clark et Herbolzheimer, 2021) qu'elle est conditionnée par différentes variables externes telles que le niveau de développement d'un pays. Ouimet (2012) estime, quant à lui, que ce seraient surtout les impératifs économiques qui détermineraient les taux d'incarcération. En analysant le lien entre le PNB (en tant qu'indicateur de développement économique) et la détention dans 160 pays, l'auteur constata en effet que les pays le moins développés, ne pouvant compter sur suffisamment de revenus provenant de la taxation et des impôts, affichaient les taux d'incarcération les plus faibles, ce qui selon l'auteur serait dû au fait que dans ce pays les ressources sont de préférence allouées aux nécessités de base.

Si le PIB et le PNB sont souvent avancés comme indicateurs économiques dans la recherche scientifique, le chômage est un des indicateurs des plus populaires et aussi celui autour duquel la majorité des réflexions théoriques et empiriques découlant de la thèse de Rusche et Kirchheimer (1939) se sont développées (Vanneste, 2013). Si plusieurs études se sont effectivement focalisées sur le lien entre chômage et incarcération, les résultats n'en sont pas

---

<sup>2</sup> Le produit national brut (PNB) est basé sur ce que les citoyens d'un pays produisent indépendamment du lieux de production (Diener et al., 2009).

<sup>3</sup> Le produit interne brut (PIB) est basé sur ce qui est produit à l'intérieure des frontières d'un pays (Diener et al., 2009).

moins unanimes. En constatant une évolution parallèle entre les courbes du chômage et des populations pénitentiaires entre 1875 et 1985, ainsi qu'une surreprésentation constante, parmi la population de détenus dont la position sur le marché du travail était instable, Laffargue et Godefroy (1989), ont voulu analyser le lien entre le chômage et les taux d'incarcération en France. Pour ce faire, ils ont non seulement eu recours à des données portant sur les aspects économiques du pays, mais aussi à des données démographiques, pénales et correctionnelles entre 1920 et 1985. Les auteurs ont constaté que la démographie a un impact sur le volume de la population carcérale, mais aussi que les variations du chômage impactent les populations carcérales, et ce même en contrôlant la criminalité enregistrée. Quelques années plus tard, les mêmes auteurs analysent une nouvelle fois la relation entre ces deux variables, mais en tenant compte d'une période temporelle distincte (1870-1914) et obtiennent des résultats identiques (Laffargue & Godefroy, 1990). Toujours en France, Bourgoin (2009) arrive au même constat pour la période comprise entre 1975 et 2009.

Box et Hale (1985) ont eux aussi conclu à l'existence d'une relation positive statistiquement significative entre le chômage et le taux d'incarcération en Angleterre et aux Pays de Galles entre 1852 et 1981. Les résultats de l'étude conduite par ces auteurs indiquent que plus le chômage est élevé, plus le taux d'incarcération l'est aussi (tout en contrôlant les taux de criminalité et de condamnations). L'existence d'une relation positive et statistiquement significative entre chômage et détention a été également identifiée au sein d'autres pays européens notamment en Suisse durant la crise économique des années 1930 (Kuhn, 2000), et en Belgique entre 1831 et 1995 (Vanneste, 2001). Pour ce qui est de la recherche menée en Suisse par Kuhn (2000), il est intéressant de noter que la relation statistique significative et positive entre chômage et incarcération observée durant la crise économique des années 1930 se fait surtout ressentir en matière de nombre de détenus sans condamnation définitive, par opposition aux détenus condamnés dont le taux est resté relativement stable pendant les périodes caractérisées par une forte hausse de chômage (Kuhn, 2000).

Cantekin et Elgin (2019), Chiricos et Bales (1991), Jankovic (1977) et Yeager (1979) constatent eux aussi une liaison positive entre le chômage et les taux d'incarcération aux États-Unis entre 1980 et 2017 (Cantekin & Elgin, 2019), ainsi qu'entre 1926 et 1974 (Chiricos & Bales, 1991; Jankovic, 1977), et en Floride particulièrement entre 1952 et 1974 (Yeager, 1979). D'un autre côté, si les résultats de la recherche conduite par Jankovic (1977) corroborent l'existence d'un impact du chômage sur l'incarcération, l'hypothèse inverse, soit l'impact de l'incarcération sur le chômage, n'est réfutée par l'auteur qu'en évoquant l'existence d'une relation unidirectionnelle entre chômage et détention.

Western et Beckett (1999) obtiennent eux aussi des résultats soutenant l'existence d'un lien entre le chômage et les niveaux de détention aux États-Unis entre les années 1980 et 1990 concluant que la prison affecte le chômage en « supprimant » les personnes incarcérées de la liste de chômeurs, mais aussi en réduisant les possibilités d'emploi des détenus libérés.

Les résultats de la recherche de Box et Hale (1982) suggèrent, quant à eux, que le chômage n'est pas directement lié aux taux de détention, mais à la criminalité, de sorte que plus le chômage est fort, plus le taux de criminalité est élevé. La hausse du taux de criminalité conduirait, ensuite, à une augmentation du nombre de gens envoyés en prison. De notre point de vue, ce raisonnement souffre de trois problèmes: (1) il assume que les taux de reportabilité à la police, d'arrestations et de condamnations restent stables dans le temps; (2) il suppose l'existence d'une relation statistique significative entre criminalité et emprisonnement, relation qui, comme nous pourrions le constater dans le Chapitre II, est ambiguë est sujette à de vifs débats; et (3) il ne considère pas l'impact des politiques pénales et des pratiques de condamnation dans l'explication de la variation de la population.

Pour Bourgoin (2009), les recherches faisant état d'une relation statistique significative entre chômage et emprisonnement se divisent en deux grands groupes en fonction de l'interprétation des résultats. Selon les recherches appartenant au premier groupe, où l'accent est mis sur l'aspect criminogène du chômage et de ses effets (pauvreté, insécurité économique, réduction de la mobilité sociale), les statistiques officielles ne feraient rien d'autre qu'enregistrer une progression des comportements criminels en lien avec l'exaspération sociale – ladite criminalité *de nécessité* –, ce qui renvoie aux théories du passage à l'acte. Pour ce qui est des recherches qui intègrent le deuxième groupe, la progression de la criminalité officielle s'expliquerait par une plus forte répression en lien avec des changements de politique publique guidés par l'évolution du marché de l'emploi. Le chômage et l'incarcération sont ici des moyens de pression et de contrôle vis-à-vis des classes populaires, ce qui renvoie aux théories de la réaction sociale (Bourgoin, 2009).

Si la majorité des recherches pointe vers l'existence d'une relation statistique significative entre chômage et incarcération, d'autres aboutissent à des résultats concluants à l'absence d'une telle relation. Arvanites (1993) a mené une recherche dont le but était d'analyser l'effet des variables économiques sur les taux d'emprisonnement états-unien en 1980 et en 1988, tout en contrôlant les taux de criminalité totale et violente ainsi que la pauvreté. Les résultats de cette étude pointent vers une absence de lien entre le chômage et le taux de population pénitentiaire, absence qui est également relevée par Oliver (2012) au sein du même pays, mais entre 1975 et 2005. Dans une autre étude portant spécifiquement sur l'État Pennsylvanien en 1990, Arvanites (1997) a obtenu des résultats similaires, à savoir l'inexistence d'une relation significative directe entre chômage, conditions économiques et emprisonnement<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> En ce qui concerne la relation entre chômage et implication dans la délinquance, Killias et al. (2019) signalent que les analyses macrosociologiques (par exemple, à l'échelle d'un pays) de la relation entre chômage et criminalité risquent d'être trompeuses à cause notamment de la forte variation du taux de chômage à travers les différentes régions d'un même pays. Ces auteurs considèrent que ce n'est pas le nombre total de chômeurs, qui peut varier brusquement, ce qui serait problématique en termes de criminalité, mais « le nombre de chômeurs de longue durée qui souffrent de multiples problèmes personnels et sociaux » (Killias et al., 1991, p.129).



Selon Vanneste (2013, 2017), à partir des années 1990, le chômage semble perdre sa pertinence en tant qu'indicateur de tensions économiques, notamment à cause de sa relative stabilité depuis les années 1980, une stabilité qui, selon l'auteure, traduit finalement l'émergence d'une nouvelle réalité sociale dont le chômage peine à rendre compte, et dont l'inégalité dans la distribution de revenus paraît comme plus à même à refléter l'insécurité économique des sociétés occidentales de manière générale (Vanneste, 2013, 2017, 2021). Les salaires et l'inégalité des revenus (ou inégalités sociales) surgissent, dans ce contexte, comme des indicateurs traduisant de manière plus réaliste et actuelle la situation économique des sociétés occidentales et sont ainsi utilisés comme alternative aux taux de chômage.

Afin de mesurer les changements du marché du travail, Dobbins et Bass (1957) ont par exemple eu recours au nombre de semaines d'emploi rémunéré (comme alternative au taux de chômage). Cependant ils n'ont retrouvé aucun lien entre les admissions en détention et cette variable spécifique en Louisiane, États-Unis. Pease (1991) constata, quant à lui, l'existence d'une corrélation statistique significative de forte intensité entre les variations de la proportion de revenus gagnée par le top 5% de la population et la variation des durées moyennes de détention en 1980 dans les pays membres du Conseil de l'Europe. L'auteur conclua qu'une plus grande inégalité des revenus au sein d'un pays est associée à des taux d'emprisonnement plus élevés. En Belgique, spécifiquement, les résultats de la recherche de Vanneste (2001) indiquent l'existence d'une relation statistique significative entre revenus et taux d'emprisonnement, de sorte que plus les revenus sont élevés, moins le sera le taux de détention.

Si le chômage a, pendant longtemps, été l'indicateur économique privilégié dans l'analyse théorique et empirique des propos de Rusche et Kirchheimer (1939), ces dernières décennies ont été marquées par une préférence grandissante de l'utilisation d'indicateurs permettant de mesurer spécifiquement les inégalités sociales. Bien que le lien entre inégalités et régime des peines soit déjà mentionné en 1939 dans l'ouvrage de Rusche et Kirchheimer, les considérations théoriques et empiriques portant sur ce lien, dont l'étude débute dans les années 1970, s'étaient, jusque-là, focalisées justement sur le chômage comme mesure d'inégalité (Chiricos & Delone, 1992) et ce n'est que plus tard que l'inégalité a été considérée et intégrée comme catégorie à part entière dans les recherches, notamment à la suite des travaux de Killias (1986) comme le soulève Vanneste (2021). En effet, après avoir analysé le lien entre chômage et détention (Killias & Grandjean, 1986), Killias (1986) décide d'intégrer un indicateur d'inégalité dans le contexte d'une recherche portant sur les variations de la sévérité pénale en ayant notamment recours au coefficient de Gini. Les résultats de la recherche de Killias (1986) suggèrent l'existence d'une corrélation ( $r$ ) statistique de forte intensité entre richesse et pouvoir dans 55 sociétés occidentales capitalistes. L'hypothèse de l'auteur est que le pouvoir nécessite d'être légitimé et cette légitimation est d'autant plus difficile que l'écart entre ceux qui détiennent le pouvoir et ceux qui le subissent est grand. Ainsi, poursuit Killias

(1986), plus le degré d'inégalités et de concentration du pouvoir est élevé, plus intense sera le recours au pénal en raison de l'accroissement du risque d'une crise de légitimation.

Dünkel (2017) soutient lui aussi que dans les pays où les inégalités sociales sont faibles le taux d'incarcération sera plus bas en comparaison à des pays où ces inégalités sont plus fortes et Lappi-Seppälä (2008) a constaté l'existence d'une corrélation ( $r$ ) statistique positive entre le coefficient de Gini et le taux de détention dans les pays d'Europe occidentale en 2000. Il s'avère néanmoins, comme le notent Killias et ses collègues (2019), que la variation du coefficient de Gini dans les pays occidentaux est minime.

Les résultats de la recherche de Vanneste (2013) vont dans le même sens en rapportant l'existence d'une corrélation statistique significative entre inégalités de revenus et détention en Belgique entre 1973 et 2009. Quelques années plus tard, l'auteure continue de constater l'existence d'une telle relation au sein du même pays, et ce même en contrôlant la criminalité, le Produit National Brut (PNB), le chômage et la pauvreté (Vanneste, 2021). Cette recherche illustre et confirme justement le rôle stratégique des indicateurs d'inégalité dans le rapport entre pénalité et économie au cours des dernières décennies.

D'un autre côté, Abdalrahman (2017) affirme qu'il n'existe aucun lien statistique significatif entre les inégalités sociales (mesurées à travers de coefficient de Gini) et l'incarcération et Neapolitan (2001) soutient même que l'inégalité mesurée par le coefficient de Gini n'est pas un bon prédicteur du taux d'incarcération. Dans un récent ouvrage, Killias et ses collègues (2019) mettent eux aussi en garde quant à l'utilisation de ce coefficient pour mesurer les inégalités salariales étant donné que d'un côté il est influencé par « les (hauts) revenus non déclarés au fisc » (p. 130), et que, de l'autre, « ce coefficient varie relativement peu (...) entre les pays occidentaux » (p.130).

Dans une démarche que l'on peut considérer d'intégrative et évolutive, Sutton (2004) se propose d'analyser le lien entre le surplus de main-d'œuvre et l'incarcération au sein de 15 pays européens entre 1960 et 1990. L'auteur débute sa démarche en considérant le taux de chômage comme mesure de ce surplus et conclut à l'existence d'une corrélation ( $r$ ) statistique significative entre les deux variables, une corrélation qui demeure cependant de faible intensité. Dans un deuxième temps, et au-delà du taux de chômage, Sutton (2004) intègre dans son modèle un indicateur de mesure d'inégalité sociale, le coefficient de Gini, ainsi que l'inflation. L'auteur constate que le pouvoir explicatif de ce second modèle s'est considérablement amélioré par rapport au premier qui n'incluait que le taux de chômage. Finalement, dans un troisième temps, Sutton (2004) intègre également des indicateurs renvoyant à différentes configurations politiques et institutionnelles, comme le poids des syndicats et celui des partis de gauche, ou encore le degré de corporatisme. Ce troisième et dernier modèle révèle l'importance du pouvoir politique sur la pénalité étant donné que les résultats indiquent que le poids des syndicats et le poids des partis de gauche contribuent, de manière indépendante, à de plus faibles taux de détention. L'auteur constate d'ailleurs que

les relations statistiquement significatives précédemment observées entre la détention, le chômage et le coefficient de Gini semblent finalement dériver des fortes associations avec la distribution du pouvoir politique ou les structures institutionnelles de négociation qui existent sur le marché du travail. Sutton (2004) conclut que le taux de détention est influencé par le type d'économie en vigueur dans un pays donné, plus que par les conditions économiques elles-mêmes. En soutenant que les différences en termes de pénalité à travers le monde sont expliquées par la structure de l'économie, le système politique, la protection sociale, la structure constitutionnelle et la capacité institutionnelle d'inclusion de « l'autre », Lacey (2008) partage l'opinion de Sutton (2004).

En ce qui concerne le système politique, Cavadino et Dignan (2006) ont constaté des différences en termes de taux de détention entre plusieurs pays classifiés en fonction de plusieurs types de démocraties (néolibérale, corporative-conservatrice, corporatiste socio démocratique et corporatiste orientale), alors que Downes et Hansen (2006) se sont plutôt penchés sur la sécurité sociale ayant remarqué que parmi 18 pays analysés<sup>5</sup>, ceux qui investissaient le plus dans leur système de protection sociale présentaient des taux d'emprisonnement plus faibles. Un constat d'ailleurs également fait quelques années auparavant aux États-Unis (Beckett & Western, 2001). Lacey (2008) estime, en revanche, que l'effet du système de protection sociale sur l'emprisonnement se fait plutôt de manière indirecte puisque ce système impacte l'économie qui, à son tour, impacte le volume de population pénitentiaire.

Pour ce qui est du composant institutionnel, la prison en tant qu'institution peut également jouer un rôle au niveau de la taille de la population pénitentiaire, comme l'ont remarqué Slade et al. (2022) lors de leur analyse portant sur le contexte sous-jacent à la chute de la population pénitentiaire au Kazakhstan. Les auteurs ont en effet constaté que la prison-institution et les agents de détention ont largement contribué à la baisse de la population carcérale par la soutenance d'une politique pénale plus humaine (Slade et al., 2022).

Si le lien entre l'économie politique et la pénalité est depuis plusieurs années au cœur des débats, Sozzo (2017) considère que nous assistons, depuis une dizaine d'années, à une sorte de renaissance de l'étude de ce lien dans le domaine de la sociologie de la peine, surtout dans les pays anglophones. L'auteur ajoute que l'une des principales perspectives de ce renouveau est construite autour de la transformation du capitalisme au sein du processus de globalisation. Cette perspective soutient que les conséquences économiques, sociales et culturelles du changement auquel nous assistons ont joué un rôle déterminant dans la modélisation des discours et des pratiques pénales contemporaines. Nous remarquons, d'ailleurs, que la plus récente littérature portant sur le sujet se distingue des recherches

---

<sup>5</sup> Les pays en question sont les États-Unis, le Portugal, la Nouvelle Zélande, le Royaume-Uni, le Canada, l'Espagne, l'Australie, l'Allemagne, la France, le Luxembourg, l'Italie, les Pays-Bas, la Suisse, la Belgique, le Danemark, la Suède, la Finlande et le Japon.

pionnières par l'ajout d'une perspective comparative à la présentation de l'histoire et de l'état de l'art concernant les recherches sur la problématique (Brandariz-García et al., 2017; Sozzo, 2017; Vanneste, 2017), une perspective qui identifie les variations des discours et pratiques pénales actuelles, ainsi que les résultats de ces variations dans différents pays, et qui essaye de les expliquer en fonction de différents types d'économies politiques capitalistes contemporaines (Sozzo, 2017).

Si une partie de la littérature s'accorde sur le fait qu'une détérioration des conditions économiques a pour effet une hausse des taux de détention, plusieurs recherches ont en effet montré que les crises économiques ne conduisent pas nécessairement à une hausse de la punitivité et, par conséquent, de l'emprisonnement. Les résultats de différentes recherches (voir Brandariz-García et González-Sánchez, 2018 pour un résumé) indiquent, en effet, que l'effet de différentes crises économiques (comme la crise pétrolière des années 1970 ou encore la grande récession) sur la criminalité et la pénalité révèle un panorama mitigé en ce qui concerne l'évolution de la criminalité et de la pénalité (Brandariz-García & González-Sánchez, 2018). La relation entre le contexte économique et l'emprisonnement peut en effet être médiée par différents facteurs, tels que la criminalité. En explorant la relation entre la croissance économique et la criminalité en Amérique Latine, Bergman (2018) constate que cette croissance va de pair avec une hausse de la criminalité. Selon l'auteur, la croissance économique crée de nouvelles opportunités à la criminalité et pousse, donc, cette criminalité à la hausse, ce qui avait d'ailleurs déjà été relevé par Cohen et Felson (1979), Hassid (2015) et Mulok et al. (2016), une hausse qui peut ensuite conduire, indirectement, à l'augmentation des taux de détention.

La complexité des relations entre le contexte économique, la criminalité et l'emprisonnement, dont nous venons d'avoir un aperçu, réaffirme la nécessité de mieux les comprendre et analyser.

### 3. Différentes techniques d'analyse

L'analyse des tendances de la criminalité a fasciné les premiers criminologues (voir Aebi & Linde, 2012 pour des références), mais force est de constater qu'il faudra attendre la deuxième moitié du XX<sup>e</sup> siècle pour que ces analyses commencent à devenir relativement sophistiquées. Dans ce contexte, l'analyse de séries historiques permet d'identifier et d'explorer des schémas temporels et des régularités non seulement d'une variable spécifique, mais aussi des relations que cette variable entretient avec d'autres variables en tenant compte de l'élément temporel. Ce type d'analyse permet de comprendre l'évolution d'un phénomène dans le temps et peut aussi donner un aperçu d'un comportement futur sur la base d'un pattern de comportement passé (Charlton & Caimo, 2012 ; Lee & Liu, 2021 ; Shin, 2017). Probablement à cause des difficultés liées à la récolte de données historiques (desquelles découlent des défis en termes de validité, fiabilité et comparabilité des données), les analyses longitudinales sont

moins utilisées par les chercheurs que les analyses transversales (Ray, 2020), nonobstant les avantages que présente l'analyse de données historiques en termes de compréhension d'un phénomène et de son évolution temporelle (Nguyen & Loughran, 2014; Ray, 2020).

Dans le domaine de la criminalité, les analyses transversales sont elles aussi plus populaires que les analyses longitudinales, même si de plus en plus de chercheurs s'appuient sur des données historiques pour tenter d'analyser, décrire, comprendre et expliquer la criminalité (voir par exemple Aebi et al., 2015; Biles, 1982; Blumstein & Moitra, 1979; Bowker, 1981; DeFina & Arvanites, 2002; Gillani et al., 2009; Imran et al., 2018; Laffargue & Godefroy, 1989, 1990; Lynch, 1999; Moitra, 1986; Narayan & Smyth, 2004; Saridakis, 2004; Saridakis & Spengler, 2012; Sutton, 2004; Tang, 2009; Ullah et al., 2018; Western et al., 2006a, 2006b), que ce soit en sciences sociales (en général), en criminologie (en particulier), ou même en économie. Si les chercheurs ont de plus en plus tendance à se pencher sur l'analyse de séries historiques, les méthodes déployées pour ce faire varient grandement non seulement en fonction de l'époque, mais aussi de la discipline à laquelle se rattache la recherche, comme nous allons le voir.

Afin d'avoir un aperçu des différentes techniques d'analyse mise en place pour étudier le lien criminalité-emprisonnement et facteurs économiques-emprisonnement à travers le temps, nous avons conduit une revue de littérature spécifiquement concentrée sur la méthodologie d'analyse de données dans le contexte d'analyses longitudinales. Le Tableau 1 regroupe les principales informations des différentes recherches analysées dans deux sections différentes (en fonction du domaine de recherche) et par ordre de parution. Ainsi, la première partie du tableau intègre des informations issues de recherches dans le domaine des sciences sociales en général et de la criminologie en particulier, et la deuxième partie se penche sur le domaine des sciences économiques et économétriques.

**Tableau 1: Résumé de la revue de littérature portant sur le type d'analyse de données privilégiées par différentes recherches longitudinales portant sur le lien entre criminalité, pénalité, emprisonnement et conditions économiques**

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
<b>Sciences sociales ; Criminologie</b>					
Dobbins & Bass (1957)	<i>Journal of Criminal Law, Criminology and Police Science</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre nombre de semaines d'emploi rémunéré et chômage, et détention	Corrélation ( <i>r</i> )	(1) Louisiane (USA) (2) 1941-1954	- Pas de lien entre nombre de semaines d'emploi rémunéré et détention ; - Corrélation statistique significative (positive) entre chômage et détention.
Blumstein et Moitra (1979)	<i>The Journal of Criminal Law and Criminology</i> (Article scientifique)	Test de l'hypothèse d'adaptation <sup>6</sup>	Corrélation ( <i>r</i> ), régression et ARIMA	(1) 47 États américains (2) 1926-1974	Les résultats suggèrent l'existence d'un processus homéostatique <sup>7</sup> à travers lequel les fluctuations des taux d'emprisonnement (qui varient entre 15% et 25%) sont stabilisées à long terme par des facteurs externes, notamment socio-économiques et politiques <sup>8</sup> ; - L'existence de similarités au niveau des patterns dans différents États suggère que les fluctuations ne sont pas dues au hasard.
Yeager (1979)	<i>Journal of Criminal Law and Criminology</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre chômage et incarcération	Analyse graphique et corrélation ( <i>r</i> )	(1) Florida (USA) (2) 1952-1974	Relation statistique significative (positive) entre chômage et détention.
Bowker (1981)	<i>Crime &amp; Delinquency</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre criminalité et détention	Analyse graphique et corrélation (pas d'information si <i>p</i> ou <i>rho</i> )	(1) États-Unis (2) 1941-1957 ; 1958-1978	Résultats mitigés puisqu'ils varient en fonction de la période temporelle considérée et du type d'analyse conduite.

<sup>6</sup> L'hypothèse de l'adaptation suggère, comme nous l'avons vu dans le Chapitre II, que le système de justice s'adapterait aux changements environnementaux de sorte à maintenir le taux de détention relativement stable. Les taux de détention représenteraient ainsi une balance entre la perceptions social, moral et économique des couts et bénéfices de l'emprisonnement (Blumstein & Cohen, 1973; Moitra, 1986).

<sup>7</sup> L'existence de ce processus dans le contexte des États-Unis avait déjà été mis en exergue par Blumstein et al. (1976) et par Blumstein et Cohen (1973).

<sup>8</sup> Aucune précision quant à ces facteurs n'est faite par les auteurs.

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
Wallace (1981)	<i>Insurgent Sociologist</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre les pratiques pénales utilisés dans les États capitalistes et la demande de main d'œuvre	Régression Multiple	(1) USA (2) 1971-1977	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Aucune relation statistique significative entre les dépenses de l'Etat liées à la détention et les taux d'emprisonnement</li> <li>- Lien statistique significatif entre la demande de main d'œuvre et les dépenses de l'Etat liées à la détention</li> <li>- Lien statistique significatif entre le marché du travail et les taux de détention : un faible taux de population active est caractéristique des Etats qui ont connu une hausse des taux de détention</li> <li>- Corroboration de l'hypothèse de Rusche et Kirchheimer (1939)</li> </ul>
Biles (1982)	<i>Australian &amp; New Zealand Journal of Criminology</i> (Article scientifique)	Analyse de la relation entre criminalité (en fonction de différents types de crimes <sup>9</sup> ) et emprisonnement en Australie en général et dans six états australiens en particulier	Corrélation (pas d'information si <i>r</i> ou <i>rho</i> )	(1) Australie (2) 1961/62-1979/80	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Aucune relation statistique significative entre emprisonnement et criminalité en Australie ;</li> <li>- Aucune relation statistique significative entre emprisonnement et criminalité au sein de 5 états australiens (sur 6).</li> </ul>
Box et Hale (1985)	<i>Contemporary Crisis</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre chômage et incarcération	Régression	(1) Angleterre et Pays de Galles (2) 1852-1981	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Relation statistique significative (positive) entre chômage et détention.</li> </ul>
Moitra (1986)	<i>International Journal of Comparative and Applied Criminal Justice</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre criminalité (mesuré par six types de crimes différents <sup>10</sup> ) et détention ; test de l'hypothèse de l'adaptation	Analyse graphique, corrélation (pas d'information si <i>r</i> ou <i>rho</i> )	(1) Allemagne de l'Ouest (2) 1953- 1984	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Existence d'une corrélation positive entre les formes de crimes les plus sévères (homicide, vol qualifié, coups et blessures) et le taux de détention ;</li> <li>- Existence d'une corrélation négative entre les formes de crimes moins sévères (fraude, vol simple, cambriolage) et le taux de détention ;</li> <li>- Ces résultats semblent corroborer l'hypothèse de l'adaptation ;</li> </ul>

<sup>9</sup> Les différentes catégories de crimes considérées par l'auteur sont les coups et blessures, l'homicide, le vol avec violence, le viol, le vol de véhicules à moteur, la fraude, la contrefaçon et la falsification de documents.

<sup>10</sup> Les six types de crimes sont notamment l'homicide, le cambriolage, les coups et blessures, le vol simple, le vol qualifié et la fraude.

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
Hale (1989)	<i>Journal of Quantitative Criminology</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre chômage, criminalité et emprisonnement et test de l'hypothèse d'adaptation	Cointégration	(1) Angleterre et pays de Galles (2) « Since the II WW »	- Pas de lien entre chômage, criminalité et emprisonnement ; - Hypothèse d'adaptation réfutée.
Hale (1989)	<i>Contemporary crises</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre chômage et détention	Régression	(1) Angleterre et pays de Galles (2) 1973-1984	La relation entre le chômage et l'emprisonnement s'est montrée particulièrement de forte intensité en Angleterre et pays de Gales depuis 1974
Laffargue et Godefroy (1989)	<i>Contemporary Crises</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre chômage et détention	Corrélation (r), régression	(1) France (2) 1920-1985	Corrélation statistique positive significative entre chômage et détention même en contrôlant le taux de criminalité.
Sabol (1989)	<i>Journal of Quantitative criminology</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre chômage et admissions en détention	Techniques économétriques telles que le ECM	(1) Angleterre et Pays de Galles (2) 1946-1985	Le taux de chômage affecte les changements dans l'utilisation de l'incarcération par les tribunaux
Laffargue et Godefroy (1990)	<i>Déviance et Société</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre chômage et détention	Corrélation (r), régression	(1) France (2) 1970-1914	Corrélation statistique positive significative entre chômage et détention même en contrôlant le taux de criminalité.
Cappell et Sykes (1991)	<i>Journal of Quantitative criminology</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre de différents facteurs, tels que économiques et démographiques, et le taux d'admission en détention	ARIMA	(1) USA (2) 1933-1985	Les changements qui sont observés au niveau des admission en détention sont en lien avec le taux de chômage, la composition par âge de la population et l'activité militaire
Myers et Massey (1991)	<i>Social problems</i> (Article scientifique)	Analyse de la relation entre économie politique et emprisonnement	ARIMA	(1) Georgia (USA) (2) 1868-1936	Selon les auteurs, les différences raciales dans la demande de main-d'œuvre et les changements de la demande du marché du travail au fil du temps se sont clairement exprimés dans la fréquence à laquelle les Noirs et les Blancs étaient incarcérés



Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
Myers (1991)	<i>Journal of Quantitative Criminology</i> (Article scientifique)	Analyse de la relation entre conditions économiques et détention	ARIMA	(1) Georgia (USA) (2) 1868-1936	La baisse des prix du coton a augmenté le taux d'incarcération des hommes noirs et blancs.
Schissel (1992)24.05.23 14:58:00	<i>Canadian Journal of Sociology</i> (Article scientifique)	Étude de l'impact des conditions macro-économiques et des politiques de contrôle social sur les changements dans les taux de criminalité et d'emprisonnement	Corrélation ( $\rho$ ) Régression	(1) Canada (2) 1962-1988	- Les difficultés financières occasionnent des taux de criminalité et d'emprisonnement plus élevés - L'augmentation du chômage/de l'inflation au cours d'une année entraîne une diminution de la population carcérale l'année suivante
Lynch (1999)	<i>Crime, Law and Social Change</i> (Article scientifique)	Analyse de l'emprisonnement en tant que facteur dissuasif de l'activité criminelle	Corrélation ( $r$ )	(1) États-Unis (2) 1972-1993 ; 1980-1991	Aucune relation statistique significative entre emprisonnement et criminalité.
Western et Beckett (1999)	<i>American Journal of Sociology</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre chômage et emprisonnement	Modèle d'analyse de données historiques en coupes transversales regroupées <sup>11</sup>	(1) États-Unis (2) 1980-1990	Existence d'un lien statistique significatif (négatif) entre chômage et détention.
Melossi (2001)	<i>Sociologie et sociétés</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre taux d'homicides et détention	Analyse graphique, régression	(1) Italie (2) 1947-1994	Lien statistique significatif (positif) entre taux d'homicides et taux de détention.

<sup>11</sup> Pooled cross-sectional time-series model.

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
Vanneste (2001)	<i>Les chiffres des prisons</i> (Livre)	Vérifier la dissociation entre criminalité et pénalité ainsi que le lien entre celle-ci et le contexte économique	Analyse en composant principaux, corrélation ( $r$ ), régression	(1) Belgique (2) 1831-1995	- Criminalité et pénalité sont des phénomènes dissociés ; - Il existe un lien entre pénalité et économie * Corrélation statistique significative (positive) entre le prix du froment et le taux de détention entre 1846 et 1972 ; * Corrélation statistique significative (négative) entre prix du charbon/fonte et détention entre 1873 et 1914 ; * Corrélation statistique significative (positive) entre revenus et détention ; * Corrélation statistique significative (positive) entre chômage et incarcération.
DeFina et Arvanites (2002)	<i>Social Science Quarterly</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre criminalité et le taux de détention	Modèle d'analyse de données historiques en coupes transversales regroupées <sup>6</sup>	(1) 51 États états-uniens (2) 1871-1998	Pas de relation statistique significative entre emprisonnement et criminalité dans la majorité des États pour aucun des sept crimes étudiés <sup>12</sup> .
Pratt et Lowenkamp (2002)	<i>Homicide Studies</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre criminalité et économie	ARIMA	(1) États-Unis (2) 1976-1994	Relation statistique significative et négative entre criminalité et économie.
Sutton (2004)	<i>American Sociological Review</i> (Article scientifique)	Analyse de l'impact des cycles économiques sur le taux d'entrées en détention en tenant compte des institutions politiques et des structures institutionnelles	Corrélation ( $r$ ), modèle de séries chronologiques regroupées <sup>13</sup>	(1) 14 démocraties capitalistes <sup>14</sup> (2) 1960-1990	Le lien cycles économiques-emprisonnement est un artefact dû à des différences antécédentes entre sociétés néolibérales et corporatistes.

<sup>12</sup> Les sept crimes en question sont l'homicide, le viol, le cambriolage, le vol simple, le vol qualifié et le vol de véhicules à moteur.

<sup>13</sup> *Pooled time-series models*.

<sup>14</sup> Les 14 démocraties capitalistes sont : Australie, Canada, Nouvelle Zélande, Royaume-Uni, États-Unis, Danemark, Finlande, Norvège, Suède, Autriche, Belgique, France, Allemagne et Pays-Bas.

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
Kovandzic et Vieraitis (2006)	<i>Criminology and Public Policy</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre criminalité et emprisonnement	Régression, analyse de stationnarité et élasticité et analyse de causalité de Granger	1) 50 comtés de Floride (USA) (2) 1980-2000	Pas de lien entre criminalité et détention.
Liedka et al. (2006)	<i>Criminology and Public Policy</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre criminalité et emprisonnement	Régression, modèle à correction d'erreur (ECM)	(1) 50 États-Unis (2) 1972-2000	Lien statistique significatif (négatif) entre criminalité et emprisonnement.
Western et al. (2006a)	<i>Social Forces</i> (Article scientifique)	Analyse de l'impact des salaires et de l'emploi sur la détention	Régression	(1) États-Unis (2) 1983-2001	Gains hebdomadaires et taux d'emploi fortement liés à l'admission de jeunes hommes noirs en prison.
Western et al. (2006b)	<i>Social Forces</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre inégalité économique et détention	Régression	(1) États-Unis (2) 1983-1999	- Gains hebdomadaires et taux d'emploi fortement liés à l'admission de jeunes hommes noirs en prison ; - Gains horaires fortement liés à l'admission de jeunes hommes blancs en prison.
Joo et Yoon (2008)	<i>Crime, Law and Social Changes</i> (Article scientifique)	tester la pertinence des explications structurelles sociales sur les pratiques de lutte contre la criminalité majeure (dont l'emprisonnement)	Régression ARMIA	(1) Corée du Sud (2) 1973-2002	Taux de chômage, semble avoir une forte relation avec toutes les pratiques de lutte contre la criminalité puisque positivement et significativement, liée, en termes statistiques aux taux d'arrestation, de poursuite et d'incarcération.
Lappi-Seppälä (2008)	<i>Crime and Justice</i> (Article scientifique)	Analyse de l'impact de facteurs socio-économiques et de la criminalité sur la sévérité de la peine	Corrélation ( $r$ )	(1) Europe et États-Unis (2) Analyse transversale dont l'année varie entre 2000 et 2005 en fonction de la variable	- Corrélation statistique négative entre la totalité des crimes reportés à la police et l'emprisonnement ; - Absence de corrélation entre les inégalités (Gini) et le taux de population pénitentiaire au niveau global mais existence d'une corrélation statistique significative et positive dans plusieurs pays.
Spelman (2008)	<i>Journal of Quantitative Criminology</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre criminalité et emprisonnement	Analyse de cointégration et de causalité de Granger	(1) États-Unis (2) 1950-2004	- Criminalité et emprisonnement ne sont pas cointégrés ; - Hausse des populations pénitentiaires associée à une baisse subséquente de la criminalité ; - Hausse des taux de criminalité traduite par une hausse de la population détenue.

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
De Koster et al. (2008)	<i>The British Journal of Criminology</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre politiques sociales, chômage et emprisonnement	Corrélation ( $r$ )	(1) 16 pays <sup>15</sup> (2) 1992-2001	Aucun des indicateurs économiques et liés aux politiques sociales ne présentent de relation statistique significative avec le taux de détention
Bourgoin (2009)	<i>Champ pénal</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre chômage et détention	Corrélation (pas d'information si $r$ ou $\rho$ )	(1) France (2) 1975-2009	Corrélation statistique significative (positive) entre chômage et détention même en contrôlant le taux de criminalité.
Lappi-Seppälä (2010)	<i>Paper submitted to the Workshop on Strategies to Reduce Overcrowding in Correctional Facilities, 12th United Nations Congress on Crime Prevention and Criminal Justice, Salvador, Brazil</i>	Analyse du lien entre criminalité et emprisonnement	Corrélation ( $r$ )	(1) Plusieurs pays dans le monde (2) 1980-2005	Corrélation statistique significative négative entre la totalité des crimes reportés et les taux d'incarcération.
Durlauf et Nagin (2011)	<i>Criminology and Public Policy</i> (Article scientifique)	Revue de littérature portant sur des études analysant le lien entre criminalité et emprisonnement	Revue de littérature portant sur des recherches ayant recours à l'analyse de corrélation (pas d'information si $r$ ou $\rho$ )	(1) États-Unis (2) 1972-2008	Corrélation statistique significative (positive) entre criminalité et emprisonnement.
Oliver (2012)	<i>Working paper</i>	Analyse du lien entre chômage et emprisonnement	Corrélation (pas d'information si $r$ ou $\rho$ ), régression	(1) États-Unis (2) 1975-2005	Il n'existe pas de lien statistique significatif entre chômage et détention.

<sup>15</sup> Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Finland, France, Allemagne, Royaume-Uni, Irlande, Italie, Pays-Bas, Norvège, Suède, Suisse, États-Unis.

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
Saridakis et Spengler (2012)	<i>The Social Science Journal</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre la criminalité, la dissuasion et le chômage	Méthode des moments généralisés (GMM)	(1) Grèce (2) 1991-1998	Le chômage entraîne une hausse de la criminalité.
Vanneste (2013)	Criminologie, politique criminelle et droit pénal dans une perspective internationale. Mélanges en l'honneur de Martin Killias à l'occasion de son 65e anniversaire (Livre)	Analyse du lien entre inégalités et emprisonnement	Corrélation (r)	(1) Belgique (2) 1830-1995	Existence de corrélations statistiques positives significatives entre l'emprisonnement et le revenu moyen/médian ainsi que le coefficient de Gini (en tant qu'indicateurs économiques).
Aebi et al. (2015)	<i>European Journal on Criminal Policy and Research</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre criminalité et détention	Analyse graphique et corrélation (rho)	(1) Europe de l'Ouest (2) 1982-2011	- Criminalité et emprisonnement ne sont pas des phénomènes dissociés ; - Surestimation de l'effet dissuasif de l'incarcération.
Byrne et al. (2015)	<i>Victims and Offenders</i> (Article scientifique)	Mise en évidence des tendances en termes d'utilisation de l'emprisonnement à travers le monde et analyse de l'évolution des populations pénitentiaires dans un sous-groupe de pays abritant plus de 75% de la population carcérale mondiale	Analyse descriptive et comparative simple	(1) les 20 pays à plus fort taux de population pénitentiaire <sup>16</sup> (2) 2000-2015	Le taux d'occupation des prisons n'a pas d'impact sur la diminution subséquente de la population pénitentiaire.
Abdalrahman (2017)	<i>Peine et Structure Sociale dans le Monde Arabe</i> (Thèse de doctorat en droit privé et sciences criminelles)	Analyse du lien entre criminalité, pénalité, conditions socio-économiques et détention	Régression sur la base d'un modèle de sections regroupées	(1) 7 pays du monde arabe <sup>17</sup> (2) 1990-2010	- Existence d'un lien statistique significatif (positif) entre criminalité et détention ; - La dégradation des conditions socio-économiques est en lien avec la hausse de la détention.

<sup>16</sup> Les 20 pays analysés sont spécifiquement les États-Unis, la Chine, la Russie, le Brésil, l'Inde, la Thaïlande, le Mexique, l'Iran, l'Indonésie, la Turquie, l'Afrique du Sud, le Vietnam, la Colombie, les Philippines, l'Éthiopie, L'Angleterre et Pays de Galles, la Pologne, le Pakistan, le Pérou et le Maroc.

<sup>17</sup> Les pays en question sont Égypte, Libbie, Maroc, Algérie, Liban, Arabie Saoudite et Jordan.

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
Kim (2017)	<i>Criminal Justice Policy Review</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre détention et conditions économiques	Cointégration ECM	(1) USA (2) 1950-2010	Les admissions en prison présentent une relation d'équilibre statistiquement significative à long terme avec les inégalités économiques. Les deux variables peuvent s'écarter de l'équilibre et évoluer indépendamment l'une de l'autre à court terme. Cependant, ces écarts sont temporaires et retrouvent leur équilibre de long terme
Cantekin et Elgin (2019)	<i>European Journal of Criminal Policy and Research</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre différents indicateurs relatifs au marché du travail (chômage, salaire et inégalité salariale par exemple) et détention	Régression, corrélation (pas d'information si $r$ ou $\rho$ ) et cointégration	(1) États-Unis (2) 1980-2017	- Existence d'une relation significative (positive) entre la durée du chômage et l'inégalité de revenus d'un côté et le taux de détention de l'autre ; - Existence d'une relation significative (négative) entre salaire et détention ;
Malone et King (2020)	<i>Social currents</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre détention et insécurité économique	Régression	1) États-Unis (State level) (2) 1986-2013	Association statistique robuste entre les changements au niveau l'insécurité économique (mesurée par le pourcentage de ménages dans un État perdant un quart ou plus de leur revenu en une seule année) et les changements dans les taux d'emprisonnement
Rodríguez-Menés et López-Riba (2020)	<i>Journal of European Criminology</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre crise économique et détention	Modèles à effets fixes, modèles à effets mixtes	(1) 28 états membres du Conseil de l'Europe (2) 2002-2015	La crise économique a eu de multiples effets sur l'incarcération, des effets qui ont été modérés par le contexte institutionnel ; le taux de détention a augmenté dans les pays caractérisés par l'Etat providence et diminué dans les pays aux politiques pénales welfaristes
Serrano Maíllo (2021)	<i>La evolución del encarcelamiento en España (1971-2020): un estudio de series temporales</i> (Livre)	Analyse des tendances de la population pénitentiaire en Espagne	Techniques économétriques telles que ARIMAX, VAR, GLM et ARD	(1) Espagne (2) 1971-2020	Les résultats contredisent ceux de précédentes recherches liant les fluctuations des populations pénitentiaires aux changements du code pénal

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
<b>Sciences économiques ; économétriques</b>					
Saridakis (2004)	<i>European Journal of Law and Economics</i> (Article scientifique)	Analyse de la relation entre criminalité, et économie	Cointégration, autorégression vectorielle (VAR)	(1) États-Unis (2) 1960-2000	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Pas de relation à long terme entre criminalité violente et différentes variables socio-économiques ;</li> <li>- Existence de dynamiques d'évolution à court terme entre la criminalité violente et différentes variables socio-économiques ;</li> <li>- La hausse des taux d'emprisonnement, les inégalités de revenus, la consommation d'alcool et la composition ethnique de la population entraînent une hausse de la criminalité violente.</li> </ul>
Narayan et Smyth (2004)	<i>Applied Economics</i> (Article scientifique)	Analyse de la relation entre sept catégories de crimes contre la propriété et contre la personne <sup>18</sup> , le taux de chômage des jeunes hommes et les gains hebdomadaires	Causalité de Granger, cointégration et modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM)	(1) Australie (2) 1964-2001	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Fraude, homicide, et vol de voitures cointégrées au taux chômage chez les jeunes et aux gains réels de la population masculine ;</li> <li>- Pas d'évidence de relation à long terme entre coups et blessures, vol avec violence ou vol simple, et taux de chômage des jeunes hommes ;</li> <li>- Pas d'évidence de relation à long terme entre coups et blessures, vol avec violence ou vol simple, et gain hebdomadaire des hommes.</li> </ul>
Baharom et Habibullah (2008)	<i>Rapport du département économique de la faculté d'économie de l'université de Putyra, Malaisie</i>	Analyse du lien de causalité entre les revenus, le chômage et la criminalité	Test de Hausman	(1) Onze pays européens <sup>19</sup> (2) 1993-2001	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Existence d'une relation significative (positive) entre les revenus et le taux de criminalité ;</li> <li>- Existence d'une relation significative (positive) entre chômage et criminalité.</li> </ul>

<sup>18</sup> Les catégories sont spécifiquement l'homicide, le vol de véhicule à moteur, le fraude, entrée par effraction, vol qualifié, vol simple et agression grave.

<sup>19</sup> Les onze pays en question sont le Chypre, le Danemark, l'Estonie, la Finlande, la France, la Grèce, la Hongrie, les Pays-Bas, la Norvège, la suède et la Suisse.

Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
Gillani et al. (2009)	<i>Pakistan Economic and Social Review</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre pauvreté, chômage et inflation et criminalité	Cointégration et analyse de causalité à travers la procédure de Toda-Yamamoto	(1) Pakistan (2) 1967-2007	- Relation de cointégration à long terme entre chômage, pauvreté et inflation, et criminalité ; Existence d'une relation causale (au sens de Granger) entre chômage, pauvreté et inflation, et criminalité.
Tang (2009)	<i>International Journal of Economics and Management</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre le chômage, l'inflation et la criminalité	Cointégration et causalité de Granger	(1) Malaisie (2) 1970-2006	- Existence d'un équilibre à long terme entre le taux de criminalité en tant que variable dépendante, et l'inflation et le chômage en tant que variables indépendantes ; - Toute hausse de l'inflation et du chômage aura pour cause (au sens de Granger) une hausse de la criminalité ; - Malgré l'existence d'une relation d'équilibre à long terme entre les variables, cet impact n'est pas statistiquement significatif à court terme.
Chintrakarn et Herzer (2012)	<i>Economic Letters</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre inégalités de revenus et criminalité	Cointégration	(1) États-Unis (2) 1965-2005	Effet statistiquement significatif (négatif) de l'inégalité de revenus sur la criminalité.
dos Santos et Kassouf (2013)	<i>Journal of Applied Statistics</i> (Article scientifique)	Étude des potentielles causes pouvant expliquer la baisse de la criminalité observée dans la ville de Sao Paulo	Cointégration	(1) Sao Paulo (Brésil) (2) 1997-2010	Relation à long terme entre criminalité, activité économique et performance de la police.
Torruam et Abur (2014)	<i>Journal of Economics and Sustainable Development</i> (Article scientifique)	Analyse de la relation de causalité entre l'inflation, le chômage et la criminalité	Analyse de cointégration et de causalité de Granger	(1) Nigeria (2) 1980-2011	Relation causale unidirectionnelle entre inflation et chômage, et criminalité de sorte que les deux premiers peuvent expliquer le dernier.
Adekoya et Razak, (2016)	<i>Journal of Economics and Development Studies</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre criminalité, économie et détention	<i>Autoregressive Lag Model</i>	(1) Nigeria (2) 1970-2013	Pas de lien statistique significatif entre la punitivité et les conditions économiques



Auteur (s)	Paru dans	Objectif(s) de la recherche	Type d'analyse	(1) Zone géographique (2) période temporelle	Principaux résultats
Imran et al. (2018)	<i>International Journal of Social Economics</i> (Article scientifique)	Analyse du lien entre pauvreté et criminalité	Cointégration	(1) États-Unis (2) 1965-2016	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Relation de cointégration à long terme entre la pauvreté et les crimes contre la propriété, relation qui évolue de manière positive, et ce même en contrôlant le PIB ;</li> <li>- Pas de relation de cointégration entre les crimes contre la propriété et la pauvreté, que ce soit à court ou long terme même en contrôlant le PIB.</li> </ul>

**Légendes :**  $r$ = coefficient de corrélation de Pearson ;  $\rho$ = Coefficient de corrélation de Spearman

Depuis les années 1980, l'utilisation de la corrélation et de la régression comme méthode d'analyse de données longitudinales est devenue de plus en plus importante en criminologie (voir par exemple Biles, 1982; Boritch & Hagan, 1987; Gillis, 1989; Godefroy & Laffargue, 1984; Laffargue & Godefroy, 1989, 1990; Lane, 1968; Moitra, 1986), et nous pouvons en effet constater dans le Tableau 1 qu'une grande majorité des recherches en sciences sociales, de manière générale, s'appuie sur l'analyse de corrélation, et plus particulièrement sur l'analyse de corrélation en ayant recours au coefficient de Pearson, et de régression afin d'étudier le lien entre différentes variables liées à la criminalité et aux conditions économiques à travers le temps. Or, les techniques de corrélation et de régression, à la base développées pour l'analyse de données transversales (Shin, 2017), présentent d'importantes limites quand utilisées pour étudier des séries historiques, des limites qui sont d'ailleurs largement documentés dans la littérature scientifique tant bien statistique que criminologique (voir par exemple Armstrong, 2019; Bachman et al., 2021; Shin, 2017). Selon Shin (2017), les analyses de corrélation et de régression conduites avec des données longitudinales ne nous permettent ni de modéliser correctement une série chronologique ni d'analyser (de manière plus spécifique) les fluctuations systémiques des variables en question. Ce genre d'analyse peut produire, selon l'auteur, des résultats fortement biaisés à cause des erreurs types en lien avec les coefficients de régression qui feront que les variables indépendantes semblent plus (respectivement, moins) statistiquement significatives dans l'explication de la variation de la variable dépendante qu'elles ne le sont en réalité.

En sciences sociales, les données qui sont analysées sont souvent aléatoires, non stationnaires et, par conséquent, *imprévisibles*. Or, le non-respect de l'hypothèse de stationnarité dans le processus d'analyse de séries temporelles — ce qui arrive notamment lorsqu'on a recours à des analyses de régression — peut entraîner des inférences statistiques peu fiables, voire erronées (Lin & Brannigan, 2003).

Au-delà de ça, Shin (2017) rappelle qu'outre la tendance à long terme, une série chronologique contient généralement des fluctuations systématiques à court terme, ce qui signifie que les valeurs observées augmentent ou diminuent en périodes alternées au lieu de fluctuer de manière aléatoire sur la ligne linéaire ajustée. Or, ces fluctuations systématiques nécessitent d'être éliminées afin de pouvoir analyser, avec davantage de précision, la relation entre différentes variables. En effet, lorsque ces fluctuations systématiques sont présentes, elles peuvent elles-mêmes provoquer une corrélation artificiellement significative entre les variables observées (Shin, 2017).

Par le passé, les chercheurs évitaient ou ignoraient simplement le problème de la non-stationnarité des données probablement parce qu'ils n'avaient pas compris la gravité de ce problème, ou alors simplement par manque de solutions alternatives adéquates (Shin, 2017). À partir notamment des années 1980, de nouvelles méthodes pour évaluer la propriété de stationnarité des séries chronologiques à titre individuel ont été mises à point afin de rendre

possible l'analyse des relations entre des variables non stationnaires tout en minimisant le risque d'erreurs dans les résultats.

Aujourd'hui, une solution courante au problème de non-stationnarité consiste à stationnariser les séries chronologiques, c'est-à-dire à transformer une série non stationnaire en une série stationnaire, notamment à travers la différenciation<sup>20</sup> (Lin & Brannigan, 2003; Worrall & Pratt, 2004) pour ensuite étudier le lien entre les variables à travers l'analyse de régression (Lin & Brannigan, 2003).

Les modèles à moyenne mobile autorégressive intégrée (ARIMA) prévoient justement la stationnarisation de données dans le processus d'analyse. Ces modèles sont assez prisés pour l'analyse de séries temporelles (Boppuru & Ramesha, 2020) en sciences sociales (Adebiyi et al., 2014; Dugan, 2010). Les résultats de la méta-analyse de Kleck et ses collègues (2006) suggèrent qu'il existe, dans le domaine de la criminologie, une tendance croissante à utiliser des techniques d'analyse de données plus sophistiquées, tels que les modèles ARIMA, même si presque 90% des 305 recherches analysées par les auteurs privilégiaient des techniques d'analyse univariées. Les modèles ARIMA sont ainsi largement répandus en sciences sociales en général, et dans le domaine spécifique de notre recherche nous retrouvons aussi quelques études ayant recours à cette technique dans le Tableau 1. La modélisation ARIMA, développée par Box et Jenkins (1976), prévoit l'analyse et la prédiction d'une série temporelle en déterminant les valeurs intégrées à cette série en fonction des valeurs précédemment observées, permettant ainsi d'anticiper un phénomène, et ce en ayant recours à la régression linéaire (Charlton & Caimo, 2012; Lewis-Beck et al., 2003; Wan et al., 2012). De manière simple, ce type de modèle a été conçu pour établir si les fluctuations d'une série chronologique, par exemple la détention, sont corrélées aux fluctuations subséquentes d'une autre série chronologique, par exemple la criminalité, lorsque les tendances des deux séries ont été supprimées (Wan et coll., 2012). L'ARIMA est ainsi une généralisation de la moyenne mobile autorégressive (ARMA) à laquelle s'ajoute un processus de différenciation qui permet de rendre la série temporelle stationnaire (Hyndman & Athanasopoulos, 2018).

Dans l'acronyme ARIMA, AR signifie auto-régression (le modèle utilise la relation de dépendance entre les données présentes et les données passées), le I traduit la nécessité d'intégration (les données doivent être stationnaires) et le MA signifie moyenne mobile (ce qui indique que le résultat du modèle dépend linéairement des valeurs passées). Chacune des composants, AR, I et MA, est intégrée dans le modèle en tant que paramètres, qui sont représentés par  $p$ ,  $d$ ,  $q$  et qui se voient attribuer des valeurs entières spécifiques qui indiquent le type de modèle ARIMA. Un modèle ARIMA est ainsi représenté de manière générale par  $ARIMA(p, d, q)$ , où le  $p$  traduit

---

<sup>20</sup> Une série chronologique est différenciée en soustrayant la première observation de la seconde, la seconde de la troisième, et ainsi de suite (Lin & Brannigan, 2003).

l'ordre de différenciation ou de décalage<sup>21</sup>, le  $d$  le degré de différenciation<sup>22</sup> et le  $q$  le nombre d'erreurs de prévision dans le modèle (Box & Jenkins, 1976; Charlton & Caimo, 2012; Lin & Brannigan, 2003).

La modélisation ARIMA a montré sa performance en matière de précision et d'exactitude de la prédiction des décalages subséquents d'une série temporelle (Siami-Namini et al., 2018), mais elle présente des limites non négligeables. Ainsi, l'un des problèmes majeurs d'ARIMA est en lien avec la définition des paramètres ( $p$ ,  $d$ ,  $q$ ) du modèle (Rahim et al., 2018; Siami-Namini et al., 2018) étant donné que ces paramètres doivent être définis manuellement et trouver l'ajustement le plus précis peut s'avérer un long processus de tentatives et erreurs (Rahim et al., 2018; Siami-Namini et al., 2018).

Au-delà de ça, la qualité et la fiabilité des données ont une grande importance au niveau de l'ARIMA et peuvent avoir un impact conséquent sur la précision et la fiabilité des résultats, c'est pourquoi il est important que la collecte des données ait été faite avec précision ainsi que sur une période suffisamment longue et sans interruption (Siami-Namini et al., 2018). Or, précision et ininteruption sont en réalité des conditions difficiles à remplir en criminologie, et en particulier dans le contexte de cette recherche, qui s'adonne à l'analyse de données sur presque 200 ans. Une autre critique adressée à la modélisation ARIMA est en lien avec les valeurs extrêmes que peut présenter une série temporelle. En effet, en capturant des tendances générales, les modèles ARIMA ne permettent pas de prendre en considération des valeurs extrêmes dans les prévisions, car ces valeurs se situent en dehors de la tendance générale (Siami-Namini et al., 2018). Cela pose problème quand on étudie non seulement la criminalité, mais aussi le contexte économique puisque ces données sont impactées par des événements ponctuels (comme une guerre ou une crise économique) qui peuvent conduire à l'émergence de valeurs extrêmes qui, comme nous venons de le dire, ne seront pas traitées par l'ARIMA.

D'un autre côté, puisque les modélisations ARIMA exigent la stationnarité des séries chronologiques, le processus de différenciation (indispensable et crucial) peut avoir un impact sur la fiabilité et la précision du modèle (Hyndman & Athanasopoulos, 2018; Wan et al., 2012). Il s'avère qu'en sciences sociales les données sous analyse sont, règle générale, non stationnaires (Lin & Brannigan, 2003), et doivent donc être soumises à ce processus de stationnarisation afin de pouvoir être analysés par un modèle ARIMA, ce qui pour finir peut avoir un impact sur les résultats. De plus, en ayant pour base la régression linéaire, les modèles ARIMA sont incapables de capturer d'éventuels patterns non linéaires qui peuvent se cacher dans la série temporelle (Siami-Namini et al., 2018; Zhu & Chevallier, 2017). La différenciation, c'est-à-dire l'annulation du composant tendanciel, est en effet un point central des modèles ARIMA, mais elle pose trois grands problèmes au niveau de l'analyse des relations entre deux ou plusieurs séries

---

<sup>21</sup> Ce paramètre détermine le résultat du modèle en fournissant des points de décalage.

<sup>22</sup> Indique le nombre de fois que les indicateurs décalés ont été soustraits pour rendre les données stationnaires.

chronologiques : (1) les séries peuvent s'avérer non corrélés même si structurellement liés les unes aux autres (Lin & Brannigan, 2003; Thome, 2014), (2) une analyse de régression sur des séries différenciées ne permet pas de distinguer les effets à court et long terme pendant la période analysée (Lin & Brannigan, 2003) et (3) les séries différenciées ne contiennent plus d'information à long terme (Lin & Brannigan, 2003; Mills, 1990). L'analyse de la stationnarité des données et de l'existence de relations de cointégration entre les séries de variables surgissent ici comme des moyens de résoudre ces problèmes (Thome, 2014).

Dans le domaine des sciences économiques et économétriques, Engle et Granger (1987) ont proposé un cadre mathématique qui vise à analyser l'existence de relations à long terme entre deux ou plusieurs variables non stationnaires : l'analyse de cointégration. Ce type d'analyse surgit comme une solution aux problèmes d'analyse des relations à long terme identifiés dans les modèles ARIMA. À partir des années 2000, nous pouvons constater que les recherches en sciences économiques recensées dans le **Erreur ! Source du renvoi introuvable.** ont presque systématiquement fait recours aux analyses de cointégration pour l'étude de la relation entre criminalité et contexte économique.

Par rapport à la modélisation ARIMA, l'analyse de cointégration présente l'avantage de nous donner une représentation des effets à long terme, mais elle fournit également des informations sur les effets à court terme, tout en capturant la dynamique d'évolution entre les variables (Lin & Brannigan, 2003). L'existence d'une relation de cointégration entre deux séries (respectivement deux variables) chronologiques suggère que ces deux séries se rapprochent à long terme, et ce malgré la non-stationnarité des données qui les composent. Ceci signifie ainsi que les deux séries sont liées de manière empirique même si elles ne sont pas stationnaires. Le concept de cointégration permet de ce fait aux chercheurs d'analyser l'existence de relations à long terme entre différentes séries chronologiques qui sont individuellement non stationnaires (Lin & Brannigan, 2003). Selon Cuthbertson et al. (1992), une relation à long terme peut être considérée comme un état d'équilibre entre les variables. Dans ce sens, si deux séries sont cointégrées, nous dirons qu'il existe entre elles un équilibre à long terme.

Nous constatons aussi, dans le Tableau 1, que les analyses de cointégration sont souvent couplées à des modèles vectoriels à correction d'erreurs (VECM). En effet, une fois fait le constat de l'existence d'une relation de cointégration entre deux séries chronologiques, il est possible de se pencher sur l'ampleur de l'effet d'équilibre en ayant recours à l'analyse de modèles à corrections d'erreurs, comme le VECM, qui permettent d'estimer la dynamique à long terme dans une équation qui inclut également les effets à court terme (Lin & Brannigan, 2003). Selon Banerjee et al. (1993), les termes de correction d'erreur permettent de saisir les ajustements d'une variable dépendante qui sont causés par la manière dont la variable explicative s'éloigne d'une relation d'équilibre avec la variable dépendante en permettant d'estimer l'équilibre à long terme entre deux variables. Ils permettent, de manière simple, de constater comment les erreurs à court terme sont ajustées pour garantir l'équilibre à long terme (Banerjee et al., 1993).

Les modèles à correction d'erreurs basés sur des séries cointégrées représentent une avancée par rapport aux approches ARIMA en fournissant non seulement une représentation des effets à long terme entre les variables, mais aussi une signification temporelle pour le coefficient d'équilibre. Au-delà de ça, ce type de modèles capture la dynamique constante de l'équilibre de manière continue et intègre la contribution des effets à court terme qui influencent la moyenne de la variable dépendante sur des parties de la série (Banerjee et al., 1993; Lin & Brannigan, 2003). Les méthodes de correction d'erreurs améliorent la compréhension des informations à long et court terme sans le risque de biais associé aux approches de régression traditionnelles (Lin & Brannigan, 2003). Nous pouvons d'ailleurs voir dans le Tableau 1 que les modèles VAR sont aussi fréquemment utilisés en sciences économiques. Selon Lin et Brannigan (2003), le développement de modèles de cointégration et de correction d'erreurs ont été, au cours des dernières dizaines d'années, les innovations les plus importantes en matière d'analyse de séries temporelles et sont, depuis, devenus les méthodes standard pour l'analyse des séries chronologiques non stationnaires en sciences économiques.

Si l'on se penche sur les modèles d'analyse de données issues des recherches en sciences économiques, nous remarquons finalement que l'ensemble des recherches présentées dans le Tableau 1 privilégie des modèles d'analyse spécifiquement développés pour l'étude de données longitudinales, au contraire de ce que nous avons pu constater en termes de méthodes d'analyses de données en sciences sociales, où des modèles d'analyse à la base développés pour l'analyse de données transversales sont repris de manière récurrente dans l'analyse de données longitudinales. Les types d'analyses spécifiquement développés pour l'étude de séries temporelles, dont la pertinence n'est plus à prouver, peuvent sans aucun doute profiter à la recherche criminologique, où le recours à ce genre de modèles est inusuel, selon ce qui a pu être constaté lors de la revue de littérature spécifiquement méthodologique, bien que de nombreuses séries temporelles analysées par les criminologues soient non-stationnaires. Lin et Brannigan (2003) mettent aussi en garde quant aux risques associés à l'utilisation continue des approches empiriques traditionnelles (comme la régression, la corrélation ou l'ARIMA) notamment en termes de qualité, fiabilité et validité des résultats. Les auteurs concluent que l'utilité des méthodes de conceptualisation et de représentation des processus temporels élargit les opportunités non seulement théoriques, mais aussi méthodologiques dans l'étude de séries temporelles en criminologie (Lin & Brannigan, 2003).

À titre conclusif, il semble évident que l'adéquation des techniques et des modèles d'analyse des données doit être jugée au regard des caractéristiques inhérentes à ces données (Thome, 2014) et le choix du modèle d'analyse doit dépendre avant tout de ces caractéristiques afin de limiter le risque d'obtention de résultats fallacieux qui, à leur tour, peuvent conduire à des conclusions fallacieuses. C'est d'ailleurs dans cette ligne de pensée qu'a été développé le protocole d'analyse de données de la présente recherche, comme nous le verrons dans le Chapitre III.

#### 4. Remarques conclusives relatives au Chapitre II

Les variations de la population carcérale sont expliquées par une multitude de facteurs : des facteurs liés à la criminalité et au contexte économique, ainsi que des facteurs politiques, sociaux et institutionnels (Lacey, 2008; Sutton, 2004; Tonry, 1999). Selon Tonry (1999) l'augmentation de la population carcérale est d'ailleurs due, non pas à un ou un autre facteur en particulier, mais à une combinaison de facteurs tels que des politiques punitives plus sévères, une baisse des financements alloués aux programmes sociaux et de réinsertion et une augmentation de la pauvreté et des inégalités. L'auteur souligne encore que, aux États-Unis en particulier, les disparités raciales au niveau des personnes incarcérées sont spécialement préoccupantes, les Afro-Américains et les Hispaniques étant clairement surreprésentés dans la population carcérale des disparités qui, selon Tonry (1999), s'expliquent d'un côté par des politiques qui ont fini par cibler les communautés minoritaires (telles que les politiques de lutte contre la drogue), et de l'autre par des inégalités économiques et sociales.

S'il y a en effet plusieurs facteurs qui contribuent à l'explication des fluctuations des populations enfermées nous nous sommes concentrés, dans cette recherche, sur deux facteurs en particulier, la criminalité (enregistrée) et l'emprisonnement, qui finalement représentent deux explications classiques aux fluctuations de la population pénitentiaire.

Comme nous avons pu constater tout au long de ce chapitre, les résultats des différentes recherches se penchant sur ce lien entre criminalité, économie et détention ne sont pas unanimes. L'impact de la criminalité et des facteurs économiques sur le volume des populations pénitentiaires varie, en effet, à travers les recherches et peut être conséquence de la méthode de recherche mise en place. Si Killias et ses collègues (2019) soutiennent que le choix de la méthode a une influence non négligeable sur les résultats des recherches portant sur la relation entre criminalité et conditions économiques, Arvanites et Asher (1995) ainsi que Clark et Herbolsheimer (2021) considèrent que les inconsistances que l'on retrouve (aussi) parmi les résultats des différentes recherches sur la problématique économie-emprisonnement peuvent pareillement être expliquées, au moins en partie, par l'application de différentes méthodes d'analyse de données.

Avec cette étude nous prétendons, aussi ambitieux que cela puisse paraître, apporter un peu de lumière en ce qui concerne ces relations entre, d'un côté, la criminalité et le contexte économique et, de l'autre, l'emprisonnement. Dans ce but, deux pays sont analysés, la France et la Belgique, en ayant recours à différents indicateurs et différentes techniques d'analyse de données (traditionnellement utilisés en économétrie, mais aussi en criminologie) qui seront utilisées dans l'analyse de différentes périodes temporelles. Cette manière de faire permettra finalement de mettre en perspective toutes ces différences afin de relever d'éventuelles similitudes au niveau des résultats.

## Chapitre III MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE

La grande majorité des études qui cherchent à tester la relation entre différentes variables dans une perspective longitudinale ont recours soit à des analyses de corrélation et régression, comme le remarque Vanneste (2001), soit à des modèles d'analyse de séries temporelles (*time-series*) classiques, comme ARMA ou ARIMA (comme nous l'avons constaté dans le Tableau 1). Cette recherche en particulier se démarque des précédentes dans la mesure où elle utilise des analyses de cointégration, d'auto-régression vectorielle et de causalité, au-delà des traditionnelles analyses de corrélation, afin d'analyser le lien entre criminalité, économie et emprisonnement.

Les analyses de cointégration et de causalité (et dans une moindre mesure l'analyse d'auto-régression vectorielle) ont été utilisées dans quelques recherches se penchant sur le lien entre criminalité et contexte économique (voir par exemple Baharom & Habibullah, 2008; Chintrakarn & Herzer, 2012; dos Santos & Kassouf, 2013; Gillani et al., 2009; Saridakis & Spengler, 2012; Torruam & Abur, 2014). En revanche, nous n'avons retrouvé qu'une seule recherche ayant utilisé ce type d'analyse pour étudier le lien entre criminalité et emprisonnement (Spelman, 2000) et une autre se penchant sur l'étude de la relation entre l'emprisonnement et les conditions économiques, notamment le chômage (Hale, 1989b). Cette recherche intègre ainsi une méthodologie axée sur des techniques d'analyse développées en économétrie, couplées à l'analyse de corrélation (très prisée en criminologie), en ayant spécifiquement recours au coefficient de corrélation de Spearman (plus adapté aux caractéristiques des données de la présente étude – voir Chapitre III) afin de mieux comprendre non seulement les différents liens entre les variables (puisque ce sera possible d'avoir des informations sur les liens à long et à court terme (sur deux ans), mais aussi sur les liens de causalité (au sens de Granger) et de corrélation) — et également les différences que peut engendrer le type de technique d'analyse de données privilégiée.

Dans ce chapitre, les hypothèses de recherche sont, tout d'abord, présentées puis les caractéristiques générales des données et des variables sont exposées pour, enfin, décrire le protocole d'analyse de données mis en place afin de tester chacune des hypothèses.

### 1. Les hypothèses de recherche

Sur la base des résultats des différentes recherches conduites sur la thématique (et présentés dans le Chapitre II), quatre hypothèses générales de recherche ont été développées. Les deux premières sont testées en fonction de deux niveaux d'agrégation des données, la série entière et chaque période à titre individuel (périodes identifiées en fonction de l'évolution de la population pénitentiaire comme nous le verrons) et en ayant recours à différentes techniques d'analyse de données. La considération de différents niveaux d'agrégation des données et de différentes techniques d'analyse permet ensuite de tirer des conclusions quant aux deux autres hypothèses de recherche, plus axées sur la méthodologie, l'une postulant que les résultats des analyses seront différents si cette analyse se base sur les périodes ou sur l'entièreté de la période



(deux niveaux différents d'agrégation des données), l'autre portant sur l'influence de la technique d'analyse sur les résultats.

Les quatre hypothèses de recherche sont, précisément, les suivantes :

Hypothèse 1 : La criminalité, mesurée à travers les statistiques judiciaires, est significativement liée à l'emprisonnement, de sorte que :

- 1.1. Plus l'activité des parquets est élevée, plus le volume des populations pénitentiaires est élevé ;
- 2.1. Plus l'activité des tribunaux correctionnels est élevée, plus le volume des populations pénitentiaires est élevé ;
- 3.1. Plus l'activité des cours d'assises est élevée, plus le volume des populations pénitentiaires est élevé ;

Hypothèse 2 : Il existe une relation statistiquement significative entre le contexte économique et les populations enfermées, dans ce sens qu'un contexte économique prospère se traduira en une baisse des populations carcérales, et vice-versa ;

Hypothèse 3 : Les résultats des analyses varient selon les périodes étudiées ; en particulier, l'analyse de l'ensemble de la série temporelle qui couvre presque 200 ans donnera des résultats différents de ceux obtenus lors de l'analyse de certaines périodes en particulier ;

Hypothèse 4 : La technique d'analyse de données utilisée a un impact majeur sur les résultats obtenus, au point que certaines techniques permettent de corroborer certaines hypothèses et d'autres mènent au rejet des mêmes hypothèses.

## 2. Les sources des données

Le Tableau 2 présente, de manière résumée, les sources des données utilisées dans le cadre de cette recherche, ainsi que l'étendue des respectives séries temporelles, soit les années pour lesquelles les données sont disponibles. Les variables pénitentiaires proviennent de trois sources différentes, l'ouvrage de Barré (1986) pour la France, celui de Vanneste (2001) pour la Belgique et les Statistiques Pénitentiaires Annuelles du Conseil de l'Europe (SPACE I). D'un autre côté, si les variables judiciaires concernant la Belgique sont également issues de l'ouvrage de Vanneste (2001), celles de la France proviennent de différentes sources, dont la base de données Davido, le Compte Générale, l'Annuaire statistique de la France, l'Annuaire statistique de la justice et les Références statistiques de la justice.

À l'image de ce qu'il se passe pour les variables pénales d'une manière générale, les variables économiques relatives à la France sont elles aussi issues de sources variées, alors que les données relatives à la Belgique proviennent de l'ouvrage de Vanneste (2001) ainsi que de l'OCDE et aussi de la Banque mondiale et Areppim.

**Tableau 2 : Source des données et étendue des séries temporelles par variable et pays**

	Source		Étendue de la série temporelle	
	France	Belgique	France	Belgique
<b>Variables pénales</b>				
Activité des parquets	– DAVIDO – Compte Général	– Vanneste (2001) – La Justice en Chiffres	1831-2018	1836-2019
Activité des tribunaux correctionnels	– Annuaire statistique de la France – Annuaire statistique de la justice	– Vanneste (2001)		1831-2019
Activité des cours d'assises	– Références statistiques de la justice		1831-2019	1831-1992
Population pénitentiaire	– Barré (1986) – SPACE I	– Vanneste (2001) – SPACE I		1831-2019
<b>Variables économiques</b>				
Production industrielle	– Lévy-Leboyer – OCDE	– Vanneste (2001)	1831-1913 1955-2019	1840-1939
Prix du froment	– Labrousse et al. (1970)		1831-1913	1831-1913
Prix du charbon	– Simiand (1900)			
Prix de la fonte	– Annuaire Statistique de la France		1831-1911	
Pouvoir d'achat	– Lhomme (1965)		1831-1938	1846-1939
% de personnes sans emploi	– INSEE	– StabBel	1894-2019	1983-2019
PIB	– The Madison Project Database		1831-2019	1846-2019
Inflation (estimée)	– Villa (1997) – Banque mondiale	– Vanneste (2001) – StabBel	1915-2019	1836-2019
Coefficient de Gini	– The World Bank – Areppim		1962-2018	1969-2019

Les sources spécifiques des données françaises et belges ainsi que les détails concernant certains calculs — comme le pourcentage de personnes sans emploi ou l'inflation — et les années pour lesquelles les données ont été interpolées peuvent être consultées dans le Tableau\_Annexe A-1 et dans le Tableau\_Annexe A-2, concernant la France et la Belgique, respectivement.

### 3. Les indicateurs et les variables

Deux types d'indicateurs sont analysés dans cette recherche, les indicateurs pénaux et les indicateurs économiques. Nous avons ainsi, d'un côté, un ensemble de variables dites pénales, qui regroupent les variables judiciaires, c'est-à-dire les variables relatives à l'activité des différentes instances impliquées dans la procédure pénale, et les variables pénitentiaires et de l'autre, un ensemble de variables traduisant le contexte économique du pays en question, les variables économiques. Dans l'idée de faire un bilan sur le débat classique introduit par le marxisme à propos du lien entre économie et détention, les variables économiques choisies sont elles aussi des variables classiquement utilisées dans la recherche comme indicateurs de la prospérité de l'environnement économique. Puisque la pertinence des variables varie au fil du temps, le choix c'est également fait en fonction de cette pertinence dans le contexte de

chacune des périodes analysées dans le cadre de cette étude, à l'image de ce qui a été fait dans la recherche de Vanneste (2001) comme nous allons le voir.

Le Tableau 3 présente l'ensemble des indicateurs et variables utilisées dans le cadre de la présente étude.

**Tableau 3 : Indicateurs et variables considérées dans la présente recherche**

<b>Indicateurs et variables pénales</b>	Activité des parquets	Taux d'affaires traitées pour 100'000 habitants
		Taux d'affaires poursuivies pour 100'000 habitants
	Activité des tribunaux correctionnels	Taux de prévenus jugés pour 100'000 habitants
	Activité des cours d'assises	Taux d'accusés jugés pour 100'000 habitants
	Populations pénitentiaires	Taux de détenus pour 100'000 habitants
<b>Indicateurs et variables économiques</b>	Indice de production Industrielle	
	Prix du froment	
	Prix du charbon	
	Prix de la fonte	
	Pouvoir d'achat	
	Pourcentage de personnes sans emploi	
	PIB	
	Inflation (estimée)	
	Coefficient de Gini	

### 3.1. INDICATEURS ET VARIABLES PÉNALES

Le crime étant un phénomène à difficile observation, les chercheurs se voient forcés à recourir à des indicateurs de la criminalité, des instruments qui permettent de mesurer ce phénomène. Parmi les indicateurs de la criminalité, nous retrouvons les statistiques officielles qui regroupent les statistiques policières, judiciaires et pénitentiaires (Aebi, 2006), apparues au XIX<sup>e</sup> siècle avec le développement des sciences sociales. Il s'avère néanmoins que ces statistiques rendent uniquement compte de la criminalité dont les autorités du système judiciaire ont connaissance (Aebi, 2006). En laissant de côté l'ensemble des délits non découverts (le chiffre noir), les statistiques officielles en tant que mesure de la criminalité souffrent de problèmes de validité puisque, finalement, elles ne mesurent pas complètement ce qu'elles sont censées mesurer : le crime. Ce problème découle principalement (et presque tout simplement) du mot *enregistrée*, un mot « ... fréquemment oublié au fil du raisonnement tendant à assimiler en fin de compte criminalité et criminalité enregistrée » (Vanneste, 2001, p.42). En effet, et de manière concrète, ces statistiques nous donnent une image non simplement de la criminalité, mais de la criminalité enregistrée. Dans ce sens, et en traduisant finalement la réaction social à la criminalité par le renvoi au système de justice pénale, les statistiques judiciaires ne peuvent nous donner « ... dans le meilleur des cas qu'une image indirecte de la réalité du crime » (Killias et al., 2019, p.39).

En plus de cela, non seulement certaines catégories de délinquants sont sous ou surreprésentées dans ce type de statistiques (principalement dans les statistiques policières en particulier), mais il s'avère également que le nombre total de délits enregistrés par les autorités est inférieur au nombre total de délits commis (un décalage qui a d'ailleurs été mis en évidence par les sondages de délinquance autoreportée et de victimisation, apparus à la fin du XX<sup>e</sup> siècle), ce qui indique qu'au-delà de problèmes de validité, les statistiques officielles souffrent encore de problèmes en termes d'incidence et de prévalence (Aebi, 2006).

Finalement, et comme le relève Aebi (2006), la fiabilité de ce type de statistiques est, elle aussi, questionnable, car non seulement la dénonciation d'un délit dépend de différents facteurs (comme le degré de confiance dans le système de justice ou encore l'existence d'une assurance en cas de vol), mais les changements de politique criminelle ainsi que de facteurs subjectifs (comme des différences d'enregistrement d'un même délit par deux policiers différents) influencent considérablement ce type de statistiques, surtout les policières.

Il s'avère, finalement, que la valeur des statistiques criminelles en tant qu'indicateurs de la criminalité diminue au fur et à mesure que la procédure s'éloigne de l'acte lui-même. Ainsi, « les statistiques policières sont plus proches que les statistiques judiciaires et pénitentiaires du chiffre réel de la criminalité » (Aebi, 2006, p. 33).

Malgré les inconvénients qui découlent de l'utilisation des statistiques officielles comme mesure (indirecte) de la criminalité (enregistrée), le fait est, comme le mentionnent Killias et al. (2019) qu'aucun indicateur de la criminalité n'est parfait, présentant tous des avantages et des inconvénients. Il n'en est moins que, dans le contexte de cette recherche, en l'absence de statistiques remontant aux années 1830 (le point de départ de cette recherche), les statistiques officielles de la criminalité s'avèrent être les seuls indicateurs de la criminalité qui puissent être considérés. Cela étant dit, il conviendra de garder en tête que cet indicateur est, concrètement et précisément, un indicateur indirect de la criminalité enregistrée, qui fournira certainement de précieuses informations qu'il s'agira d'analyser, comprendre et interpréter avec précaution.

Pour mesurer la criminalité (enregistrée), nous avons ainsi recours à des statistiques relatives à l'activité des parquets, des tribunaux correctionnels et des cours d'assises. Pour ce qui est de l'**activité des parquets**, deux variables sont considérées : le taux d'affaires traitées et le taux d'affaires poursuivies par ces instances, tous deux pour 100'000 habitants.

L'usage de données relatives au volume d'affaires traitées par ces instances en tant qu'indicateurs de la criminalité peut être questionnable compte tenu notamment du nombre d'affaires qui ne seront pas poursuivies. Le fait est qu'en absence de statistiques policières remontant au siècle XIX<sup>23</sup>, les statistiques produites par les parquets sont celles qui non seulement leur sont plus proches, mais aussi qui sont plus proches de l'acte lui-même et, donc, du chiffre réel de la criminalité, comme le mentionne Aebi (2006). De plus, la sous-estimation de la

---

<sup>23</sup> En Europe, la plupart des statistiques policières voient le jour après 1945 (Killias et al., 2019).

criminalité réelle que produisent les statistiques officielles contrebalance en quelque sorte et en partie la surestimation de la criminalité enregistrée qui découle de la considération d'affaires qui finiront par ne pas être poursuivies. Dans ce sens, le questionnement que peut engendrer la considération du volume d'affaires traitées par les parquets comme mesure (indirecte) de la criminalité (enregistré) nous semble peu pertinent dans le contexte de cette recherche.

Au-delà de l'activité des parquets, cette recherche considère également l'activité de deux autres instances impliquées dans la procédure pénale : les tribunaux correctionnels et les cours d'assises. L'**activité des tribunaux correctionnels** est analysée en fonction du taux de prévenus jugés par ces instances pour 100'000 habitants, alors que l'**activité des cours d'assises** est mesurée par le taux d'accusés jugés par ces instances, aussi pour 100'000 habitants.

L'un des objectifs de cette recherche étant l'analyse de la relation entre criminalité (enregistrée) et emprisonnement, il nous a fallu choisir, parmi l'ensemble des variables pénitentiaire, celle qui serait utilisée pour mesurer l'emprisonnement. Parmi ces variables, celles qui sont le plus couramment utilisées sont le stock de détenus, c'est-à-dire le nombre de personnes incarcérées à un moment donné, et le flux de détenus, qui traduit les entrées et sorties de prison au cours d'une année entière.

Dans plusieurs pays, dont la France et la Belgique, le comptage du nombre de personnes incarcérées se fait déjà depuis le milieu du XIX<sup>e</sup> siècle (Killias et al., 2019). Compter le « nombre de détenus dans les prisons, ou celui des personnes incarcérées et libérés pendant une année s'est depuis toujours avéré une tâche relativement facile » (Killias et al., 2019, p. 43). Le problème c'est que ce comptage n'est pas fait de la même manière dans tous les pays. Par rapport au stock de détenus, il s'avère par exemple que certains pays considèrent dans le nombre total de détenus certaines catégories spécifiques de détenues, comme ceux en détention dans des commissariats de police ou dans des centres pour toxicomanes, alors que d'autres pas (ce que l'on peut d'ailleurs parfaitement voir dans les rapports relatifs aux Statistiques Pénitentiaires Annuelles du Conseil de l'Europe — communément connues comme SPACE — à partir de 2004). En effet, et comme l'évoquent Killias et al. (2019) « chaque État applique ses propres règles de comptage statistique », des règles qui changent non seulement dans l'espace, mais aussi dans le temps. En effet, l'inclusion ou l'exclusion de certaines catégories de détenus peut tout aussi varier au sein même d'un pays d'une année à l'autre, ce qui est d'ailleurs le cas en France par exemple (voir Chapitre IV). Or, ces différences rendent les comparaisons internationales et la reconstitution de séries temporelles délicates.

Les statistiques relatives aux flux d'entrées en détention, elles, permettent d'avoir une meilleure image de l'impact d'un phénomène sur la population détenue (Barré, 1986) et, couplées aux statistiques de flux de sortie de détention, elles peuvent fournir une idée plus précise du rythme de détention, alors que les statistiques de stock sont des statistiques figées qui donnent une image de la situation carcérale d'un pays à l'instant  $t$  (Abdalrahman, 2017). En revanche, une personne qui entre et sort de prison plusieurs fois par année est, dans les statistiques de flux,

comptée autant de fois qu'elle entrera et sortira de détention, alors qu'elle n'est comptée qu'une seule fois au niveau du stock. Dans le contexte de la présente recherche, le choix s'est porté sur le stock de détenus en tant qu'indicateur d'**emprisonnement**, puisque la disponibilité des données remonte à 1831, ce qui n'est pas le cas pour les statistiques de flux. L'emprisonnement est ainsi traduit par le taux de détenus pour 100'000 habitants, soit l'ensemble des personnes prises en charge par l'administration pénitentiaire à une date précise (soient-elles condamnées ou en détention préventive), rapportées à la population du pays en question.

### 3.1.1. INDICATEURS ET VARIABLES PÉNALES POUR LA FRANCE

Les données relatives à l'activité des différentes instances impliquées dans la procédure pénale en France sont disponibles pour toute la période étudiée, à l'exception des années 1914 à 1918, marquées par la Première Guerre mondiale. D'un autre côté, la série relative à la population pénitentiaire ne se voit interrompue que par la Deuxième Guerre mondiale, en particulier pour les années 1940 à 1945. Dans le cadre de cette recherche, ces données manquantes ont été interpolées (voir Chapitre III pour des informations sur la méthode d'estimation des données manquantes et l'Annexe A pour des détails concernant les années interpolées).

- ⇒ **L'activité des parquets** est mesurée par les affaires traitées ainsi que par les affaires poursuivies par ces instances. Les affaires traitées par les parquets intègrent l'ensemble des plaintes, dénonciations et procès-verbaux traités pendant l'année par le ministère public et par les officiers du ministère public (affaires qui concernent les majeurs et les mineurs). Ces données sont relatives à l'ensemble des délits, crimes et contraventions traitées au cours de l'année en question. En déduisant du nombre d'affaires traitées par les parquets le nombre d'affaires classées sans suite et celles sans orientation au 31 décembre de l'année en question, nous avons calculé le nombre d'affaires poursuivies par les parquets jusqu'en 1981. À partir de 1988, cette variable correspond à la somme des affaires orientées par les parquets et de celles orientées par les officiers du ministère public (qui avant 1988 étaient partie intégrante des affaires poursuivies par les parquets). Les données traduisant l'activité des parquets sont disponibles entre 1831 et 2018.
- ⇒ **L'activité des tribunaux correctionnels** est analysée en fonction du taux de prévenus jugés par ces instances pour 100'000 habitants. Les données traduisant l'activité des tribunaux correctionnels sont disponibles pour la période comprise entre 1831 et 2018.
- ⇒ **L'activité des cours d'assises** est mesurée par le taux d'accusés jugés par ces instances pour 100'000 habitants. Les données relatives à cette variable sont disponibles entre 1831 et 2019. Sont aussi retenues les condamnations à l'emprisonnement prononcées par ces instances entre 1831 et 2018.
- ⇒ **Les populations pénitentiaires** est mesurée par l'effectif de détenus (en termes de stock) de droit commun. Jusqu'en 1985 cette population intègre les personnes détenues dans les maisons centrales et dans les prisons départementales, intégrant encore, entre 1864 et 1934, celles détenues dans des chambres et dépôts de sûreté. À partir de 1986, la

population pénitentiaire se réfère à l'ensemble des personnes prises en charge par l'administration pénitentiaire, que ces personnes soient condamnées ou en détention préventive (prévenues). Les données sont disponibles sur l'ensemble de la période sous analyse soit 1831-2019.

### 3.1.2. INDICATEURS ET VARIABLES PÉNALES POUR LA BELGIQUE

Les variables pénales sont présentées sous forme de taux pour 100'000 habitants et regroupent des variables relatives à l'activité du système judiciaire au niveau de trois instances, les parquets, les tribunaux correctionnels et les cours d'assises, mais concernent aussi des données pénitentiaires en termes de stock de détenus.

La disponibilité des données dépend de la variable considérée et si l'ensemble des variables pénales sont disponibles depuis 1831, la dernière année des séries temporelles relatives à chaque variable n'est pas la même.

Comme en contexte français, les données pénales manquantes ont été, quand possible, interpolés (voir Annexe A, Tableau\_Annexe A-2 pour des détails sur les sources des données et sur les données interpolées). Il est cependant nécessaire de souligner que la plupart des données interpolées dans le cas de la Belgique sont relatives à des années marquées par la première et deuxième guerre mondiale et, de ce fait, ne reflètent probablement pas la réalité. Néanmoins, le fait que les données manquantes ne soient pas relatives aux années de début de guerre, mais plutôt de milieu/fin de guerre, l'interpolation tient déjà compte de l'impact du début et de la fin de la guerre.

⇒ **L'activité des parquets** est mesurée par les affaires entrées aux parquets ainsi que par celui des affaires poursuivies par ces instances. Les affaires entrées aux parquets sont référentes à l'ensemble des plaintes, dénonciations et procès-verbaux qui renvoient à des infractions de différente nature qui ont été cumulées et qui ne sont pas distinguées. Les données portant sur les affaires entrées aux parquets sont disponibles pour la période comprise entre 1836 et 2019 avec une interruption entre 1861 et 1869 et une deuxième interruption entre 1995 et 2005. Les données relatives à la période qui s'étend entre 1871 et 1874 ont été interpolées et celles relatives aux années 1917 et 1918 aussi. Les affaires poursuivies sont, elles, relatives à l'ensemble des affaires poursuivies par ces instances comme le nom l'indique. Les données sont disponibles entre 1836 et 1995, avec une interruption entre 1861 et 1874, les données pour les années 1817 et 1918 ayant été interpolés. La série historique n'a malheureusement pas pu être reconstruite entre 1995 et 2019, faute de disponibilité de données. En effet, entre à partir de 1995, les statistiques judiciaires ont souffert de profondes modifications qui se sont finalement traduites par une rupture de la série. Si à partir du début des années 2000 des données sur l'activité des parquets sont à nouveau publiées, l'information disponible concerne l'ensemble des affaires sorties des parquets, soient-elles poursuivies ou classées sans suite, et aucune distinction n'est possible.

- ⇒ **L'activité des tribunaux correctionnels** se traduit dans cette recherche par le taux de prévenus jugés par ces instances pour 100'000 habitants dont les données sont disponibles en Belgique entre 1831 et 1983. Les données pour 1914, 1917 et 1918 ont été interpolées. Les données sont indisponibles à partir de 1983 et, de nos jours, ces statistiques concernent l'ensemble des affaires traitées et clôturées par les chambres correctionnelles, sans information sur le type de clôture, ce qui a empêché de prolonger la série jusqu'en 2019.
- ⇒ **L'activité des cours d'assises** est mesurée par le taux d'accusés jugés par ces instances pour 100'000 habitants. Les données sont disponibles entre 1831 et 1992 tout en sachant que les données pour les années 1914, 1917 et 1918 ont été interpolées. Encore une fois, les modifications qui se sont opérées en termes de statistiques judiciaires ne permettent pas de présenter de données au-delà de 1992, car si de nos jours il y a des informations publiées sur l'activité des cours d'assises, ces informations concernent uniquement, et de manière générale, l'ensemble des affaires traitées par ces instances uniquement.
- ⇒ **La population pénitentiaire** est mesurée par l'effectif de détenus (en termes de stock) de droit commun. Jusqu'en 1995, cette population intègre les personnes détenues dans les prisons centrales et secondaires, dans les maisons d'arrêt et les maison pour peines ainsi que dans les établissements de défense sociale, les détenus inciviques n'étant pas considérés<sup>24</sup>. À partir de 1995, la population pénitentiaire se réfère à l'ensemble des personnes prises en charge par l'administration pénitentiaire, que ces personnes soient condamnées ou en détention préventive (prévenues). Les données sont disponibles sur l'ensemble de la période sous analyse, soit 1831-2019.

### 3.2. INDICATEURS ET VARIABLES ÉCONOMIQUES

Si pour ce qui est de l'activité du système d'administration de la justice pénale nous avons affaire exactement aux mêmes variables du début à la fin des séries temporelles, celles traduisant le contexte économique, en revanche, varient (pour la plupart d'entre elles) au fil des ans. Ceci signifie que les variables économiques analysées entre les années 1830 et 1850, par exemple, seront différentes de celles considérées lors des analyses portant sur la période comprise entre les années 1950 et 2010.

Cette non-uniformité des indicateurs économiques à travers le temps n'est pas le fruit du hasard, ou de l'indisponibilité de données, elle se justifie par le contexte social, politique et économique propre à chaque époque, comme l'a fait remarquer Vanneste (2001). En effet, « l'interprétation des différents indicateurs économiques (...) ne peut être uniforme et linéaire à travers les époques successivement envisagées » (p.55) puisqu'une variable qui s'avère pertinente pour

---

<sup>24</sup> Le lecteur est invité à consulter l'ouvrage de Vanneste (2001) s'il souhaite davantage de précisions concernant les caractéristiques de la population pénitentiaire en Belgique jusqu'en 1995. Dans cette ouvrage le lecteur trouvera aussi une explication détaillée de la manière dont la population des *mendiants et vagabonds* est gérée en termes statistiques au fil du temps dans ce pays en particulier.



expliquer l'évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants en 1835 peut ne pas l'être 100 ans plus tard.

Un indicateur économique fournit des informations sur la situation économique d'un pays ou d'une région (Picker, 2007; Wankel, 2009) et l'importance qui lui est accordée comme mesure de la situation économique d'un pays varie dans l'espace et dans le temps (Diener et al., 2009; Vanneste, 2001), c'est pourquoi un indicateur qui s'avère aujourd'hui pertinent pour comprendre la situation économique d'un pays en particulier peut ne pas l'être dans un autre pays. Un indicateur peut même s'avérer pertinent dans un endroit précis à un moment donné et ne plus l'être cinquante ans après (Vanneste, 2001).

S'il existe une multitude d'indicateurs économiques, chacun d'entre eux ne fournit qu'une image isolée de la santé économique dans un domaine en particulier, et ne donne ainsi pas nécessairement une image complète de la situation économique au niveau national (Diener et al., 2009). Au-delà de ça, plusieurs facteurs non économiques, comme le capital social, la pollution ou encore le bénévolat (Diener & Seligman, 2004), ont (directe ou indirectement) un impact sur l'économie nationale (Diener et al., 2009; Diener & Seligman, 2004), alors même qu'elle n'en tient pas compte, ce qui fausse non seulement l'image que l'on a de la situation économique d'un pays, mais aussi la compréhension de l'évolution économique de ce pays (Diener et al., 2009).

Dans le but d'analyser le lien entre l'environnement économique et la population pénitentiaire en Belgique entre 1831 et 1995, Vanneste (2001) a utilisé différents indicateurs économiques, en tenant justement en compte que la pertinence d'un indicateur n'est pas la même à travers le temps. Afin d'identifier les indicateurs économiques stratégiques qu'elle utiliserait dans le contexte de sa recherche, l'auteure se tourna vers l'analyse historique. En se penchant sur l'histoire belge, Vanneste (2001) constata par exemple qu'entre 1831 et 1872 l'économie était très axée sur l'agriculture, ce qui l'a conduite à retenir le prix du froment comme indicateur économique stratégique. La multiplication des mines de charbon à partir de la première moitié du XIX<sup>e</sup> siècle a fait de la Belgique l'un des principaux producteurs de charbon en Europe (Michotte, 1929), ce qui a poussé l'auteure à considérer le prix de la houille comme un autre indicateur économique stratégique. À l'heure de la révolution industrielle, le prix de la fonte a lui aussi intégré la liste des indicateurs économiques stratégiques dans l'analyse de Vanneste (2001).

C'est à travers cette démarche historique que Vanneste (2001) a soigneusement choisi une série d'indicateurs s'avérant pertinents pour comprendre l'environnement économique belge au cours de différentes périodes, des indicateurs stratégiques qui reflètent particulièrement et pertinemment l'environnement économique belge au cours de l'histoire.

En suivant la démarche de Vanneste (2001), nous nous sommes penchés sur l'histoire de la France afin de pouvoir identifier, pour ce pays aussi, des indicateurs économiques stratégiques au fil du temps. Ce faisant, nous avons constaté que le développement économique de ces

deux pays a été relativement semblable, notamment en ce qui concerne leur industrialisation qui a bel et bien commencé au XIX<sup>e</sup> siècle — tout comme en Suisse, d'ailleurs — prenant force avec le développement des chemins de fer et la multiplication des mines de charbon, de sorte que vers la fin du siècle les deux pays avaient basculé d'une économie basée sur l'agriculture à une économie dans laquelle l'industrie jouait un rôle majeur (Julaud, 2020; Michotte, 1929; Vanneste, 2001)<sup>25</sup>. Le résultat de cette similitude est que la grande majorité des indicateurs économiques identifiés par Vanneste (2001) s'avèrent aussi pertinents dans le contexte historique français. Nous avons, ainsi, sélectionné neuf indicateurs économiques qui se sont avérés appropriés pour saisir le contexte économique à la fois français et belge, et dont la plupart avaient déjà été identifiés par Vanneste (2001). Les neuf indicateurs économiques utilisés dans le contexte de cette recherche sont ainsi le prix du froment, du charbon et de la fonte, l'indice de production industrielle, le PIB, le coefficient de Gini, le pourcentage de personnes sans emploi, le pouvoir d'achat et l'inflation :

- ⇒ Le **prix du froment** : Cette variable traduit le prix moyen annuel de l'hectolitre de froment.
- ⇒ Le **prix du charbon** : Cette variable donne une image de l'activité industrielle du pays et traduit le prix moyen annuel de la tonne de charbon.
- ⇒ Le **prix de la fonte** : autre variable liée à la production industrielle, les données traduisent le prix moyen de la tonne de fonte.
- ⇒ L'**indice de production industrielle** : Selon l'OCDE (2022), la production industrielle traduit la production des entités industrielles issues de l'extraction minière, des activités manufacturières, de l'électricité, du gaz et de l'eau. C'est sur cette base qu'est calculé l'indice de production industrielle qui exprime les variations du volume de production par rapport à une période de référence.
- ⇒ Le **PIB** : Le produit intérieur brut (PIB) permet de mesurer la production économique intérieure quantifiant, ainsi, la richesse produite par l'État sur une année. Le PIB est basé sur ce qui est produit à l'intérieure des frontières d'un pays, à l'inverse du Produit National Brut (PNB), qui est basé sur ce que les citoyens de ce pays produisent indépendamment du lieu de production (Diener et al., 2009).

Si le PIB est une des mesures de l'activité économique des plus utilisées, il ne fournit pas pour autant une image complète du progrès économique d'un pays, d'un côté parce qu'il ne prend pas en considération des facteurs qui ont une influence directe ou indirecte sur l'économie, comme la santé, l'éducation ou la soutenabilité économique (Stiglitz, 2020), et de l'autre parce qu'il ne fait aucune distinction entre les types de dépenses ni ne reconnaît les formes de production non marchande et les valeurs sans prix de marché (Cha, 2013 ; Stiglitz, 2020). Dans ce sens, une hausse de la dette publique,

---

<sup>25</sup> Voir en détail le sous-chapitre 3 du 5.5 dont les introductions faites à chaque période intègrent une analyse du contexte économique en France qui nous permet de constater les similitudes entre ce contexte-là et celui de la Belgique.

par exemple, sera prise au même titre qu'elle se produise à la suite d'une catastrophe naturelle ou de la mise en place d'un programme d'expansion d'infrastructures, alors que le programme lié aux infrastructures est plus bénéfique en termes économiques et sociaux. Au même titre, une augmentation de la consommation personnelle sera prise comme un signe positif en termes de PIB, même si cette consommation est financée par des cartes de crédit ou d'autres moyens qui endettent les ménages. Le PIB ne saisit pas non plus la valeur ajoutée du travail bénévole ni celle de s'occuper de ses propres enfants. Ainsi, si une famille engage quelqu'un pour la garde des enfants, cela compte en termes de PIB, en revanche, si un parent reste à la maison pour s'occuper de son enfant, le PIB n'en prend pas compte. Un autre exemple est en lien avec le capital naturel et la préservation des écosystèmes du pays, car même si l'exploitation des ressources naturelles est prise en considération, leur préservation ne l'est pas (Cha, 2013). Dans cette recherche, le PIB est exprimé per capita et les valeurs sont en dollars américains (base=2011).

⇒ Le **coefficient de Gini** : Alors que le PIB est un indicateur qui permet d'avoir une image de la santé économique d'un pays, le coefficient de Gini permet plutôt d'évaluer la distribution de revenus au sein de ce pays (Vanneste, 2021). Le coefficient de Gini est en effet utilisé dans différents contextes comme mesure d'inégalités de revenus (Berndt et al., 2003) de sorte que plus le coefficient de Gini est élevé, plus l'inégalité est accentuée. L'utilisation de cette variable en tant qu'indicateur économique soulève cependant plusieurs questions, comme nous avons pu le voir dans le Chapitre II. En effet, mesurer les inégalités salariales en ayant recours au coefficient de Gini peut être questionnable notamment parce que ce coefficient est influencé par les hauts revenus non déclarés et parce que sa variation entre les différents pays occidentaux est faible (Killias et al., 2019). La définition du concept *revenus* pose elle aussi des problèmes, car il peut être défini au niveau du ménage (avec pondération par taille de ménage), au niveau individuel, en tenant compte des avoirs financiers ou des salaires, ou à d'autres niveaux encore. Or, chaque définition conduit à une mesure différente des revenus et, par conséquent, à différents niveaux d'inégalité de revenus. Ainsi, le coefficient de Gini peut être différent au sein d'un même pays au même moment, en fonction de comment le revenu a été mesuré (Chitiga et al., 2015). De plus, le coefficient de Gini est une mesure relative qui ne tient pas compte des différences absolues de revenu. Il est ainsi possible que le coefficient d'un pays augmente en raison de l'inégalité croissante des revenus alors que le nombre de personnes vivant dans la pauvreté absolue diminue, défiant ainsi la loi de Pareto<sup>26</sup> selon lequel, et par analogie, l'inégalité de revenus devrait augmenter

---

<sup>26</sup> La loi de Pareto a été développée par Vilfredo Pareto au début du XIX<sup>e</sup> siècle. Cette loi indique que 80 % des effets sont le produit de 20 % des causes.

avec une augmentation de tous les revenus d'une société. Ainsi, bien que le niveau d'inégalité des revenus ait augmenté, le coefficient de Gini ne tient pas compte du fait que les niveaux absolus de revenus ont également augmenté. À l'inverse, le coefficient de Gini peut tout aussi bien refléter un niveau inférieur d'inégalité des revenus dans un scénario où il y a une diminution de tous les revenus dans une société (Chitiga et al., 2015). De plus, il est possible que deux pays aient le même coefficient de Gini alors que la distribution des revenus est différente. Il s'avère également que cet indice ne considère pas les avantages sociaux ni les interventions visant à réduire les inégalités alors que ces avantages et interventions (comme les aides au logement, les soins de santé, l'éducation et les aides sociales pour personnes vulnérables) réduisent dans une certaine mesure les inégalités de revenus. Finalement, les changements structurels de la population ne sont pas non plus pris en considération par cet indicateur et c'est ainsi que des pays avec de fortes proportions de personnes âgées (dont la principale source de revenus sont les retraites) ou d'étudiants sont susceptibles d'avoir des niveaux d'inégalité de revenus plus élevés, quand mesurés par le coefficient de Gini (Chitiga et al., 2015). Il est ainsi clair que, concrètement, le coefficient de Gini mesure la dispersion de revenus plus que leur inégalité. À titre alternatif, certains auteurs, dont Vanneste (2013) par exemple, utilisent l'indicateur de disparités développées par Franzese (2002) et dont le rapprochement au coefficient de Gini a été démontré en termes empiriques (Koulinkey, 2005 cité par Vanneste, 2013).

Nonobstant l'ensemble de critiques adressées au coefficient de Gini, cet indicateur présente l'avantage de ne pas être influencé par la force de l'économie d'un pays, ce qui implique qu'un pays économiquement plus fort peut avoir le même coefficient qu'un pays plus faible en termes économiques (Chitiga et al., 2015).

- ⇒ Le **pourcentage de personnes sans emploi** au sein de la population active traduit le pourcentage de personnes qui n'ont pas de travail, qu'elles soient à la recherche d'emploi et disponibles à travailler dans l'immédiat ou pas (les personnes inactives). Le calcul s'est fait par la soustraction du nombre de personnes employées à l'ensemble de la population active et par la multiplication du résultat par cent. Comme le mentionne Wallace (1981), cette variable permet d'avoir une vision plus précise du surplus de la force de travail par rapport aux taux de chômage (traditionnel), qui ne reflète que les personnes qui cherchent activement un emploi et qui sont disponibles dans l'immédiat pour travailler (International Labour Organization, 2001).

À l'image de ce qu'il se passe avec le coefficient de Gini, les variables relatives à l'emploi ou au chômage fournissent des informations sur la santé d'un pays en matière de distribution des ressources économiques (Vanneste, 2021).

Le taux de chômage est sans doute l'indicateur de marché du travail le plus connu et utilisé à travers le monde pour mesurer la performance de ce marché et la capacité de

l'économie de créer assez d'emplois pour ceux qui en demandent (International Labour Force, 2019), néanmoins, il présente l'inconvénient de ne tenir compte que des non-employés à la recherche d'emploi et disponibles pour travailler dans l'immédiat (Brandolini et al., 2006; Sutton, 2004), en excluant d'un côté tous ceux qui n'ont pas d'emploi et n'en cherchent pas un de manière active (Brandolini et al., 2006; Pass et al., 2005; Sutton, 2004), et en incluant de l'autre toutes les personnes qui affirment rechercher activement un l'emploi, mais qui en réalité ne le font pas (Pass et al., 2005).

Dans le marché du travail, la population adulte est divisée en trois grands groupes mutuellement exclusifs : les personnes employées, les personnes au chômage et les personnes inactives (Brandolini et al., 2006). Dans ce sens, le taux de chômage est uniquement le reflet de la proportion de la population active qui n'a pas de travail, mais qui en cherche un de manière active et qui est immédiatement disponible à travailler, ne fournissant ainsi pas une image complète de la santé du marché du travail. De plus, nous ne pouvons sous-estimer le fait que de forts taux de chômage peuvent survenir dans des pays économiquement développés et dotés d'un système de sécurité sociale développé, où une personne peut s'accorder du temps pour trouver un emploi qui lui convient mieux. À l'inverse, de faibles taux de chômage peuvent masquer une situation de pauvreté extrême dans la mesure où dans les pays où l'assurance chômage est défaillante, voire inexistante, les personnes ne peuvent tout simplement pas se permettre d'être au chômage et se voient forcées à gagner leur vie du mieux qu'ils peuvent, souvent dans un contexte économique informel ou dans des conditions de travail elles aussi informelles (International Labour Force, 2019).

D'un autre côté, le taux de chômage est calculé en fonction de données agrégées, ce qui implique qu'il ne nous fournit pas d'informations sur la composition des chômeurs notamment en termes de niveau d'éducation, d'origine ethnique ou de background socio-économique, sans oublier le fait que ce taux ne nous permet pas d'analyser les différences en termes de types de chômage (cyclique, à long terme, structurel ou à court terme) (International Labour Force, 2019).

Dans la présentent recherche, nous avons décidé de considérer non pas le taux de chômage, mais le pourcentage de personnes sans emploi, qui reflète l'ensemble des personnes qui n'ont pas de travail au sein de la population active. Cette décision permet non seulement d'avoir une vision plus complète du marché de l'emploi, mais aussi de faire face à certaines critiques adressées au taux de chômage, notamment de ne rendre compte que des personnes recherchant activement un emploi.

- ⇒ Le **pouvoir d'achat** : Le pouvoir d'achat – aussi désigné de salaire réel (Lhomme, 1965 ; Vanneste, 2001) – traduit le volume de biens et services qu'un revenu permet d'acheter. Le pouvoir d'achat se base sur le salaire perçu et sur le coût de la vie, ce qui signifie que

sa méthode d'estimation varie dans le temps, notamment en termes de produits pris en considération dans l'estimation de cette variable (Rempp, 1996).

- ⇒ **L'inflation estimée** : Selon l'INSEE (2021), l'inflation se traduit par la perte du pouvoir d'achat de la monnaie qui engendre une augmentation générale et durable des prix. Dans le contexte de cette recherche, et puisque nous utiliserons les variables transformées en logarithmes naturels pour l'analyse des données (qui requiert que toutes les données soient positives), l'inflation a été estimée sur la base de l'indice des prix à la consommation en utilisant la formule  $\ln(\text{indice\_prix\_consommation})_t - \ln(\text{indice\_prix\_consommation})_{t-1}$ , c'est pourquoi le terme *inflation estimée* a été utilisé.

### 3.2.1. INDICATEURS ET VARIABLES ÉCONOMIQUES POUR LA FRANCE

Différentes variables économiques ont été retenues pour cette recherche :

- ⇒ **Le pourcentage de personnes sans emploi** : Les données sont disponibles entre 1894 et 2019 et concernent l'ensemble des personnes sans emploi, qu'elles soient à la recherche d'emploi ou pas.
- ⇒ **Le prix du froment** : Les données sont disponibles entre 1831 et 1913.
- ⇒ **Le prix du charbon et le prix de la fonte** : Le prix du charbon (disponible de 1831 à 1913) correspond au prix moyen de la tonne de charbon sur les lieux de production (en francs). Le prix de la fonte (disponible entre 1831 et 1911) traduit le prix moyen de la tonne de fonte (aussi en Francs).
- ⇒ **L'indice de production industrielle** : Puisque nous avons deux sources de données différentes en ce qui concerne cette variable, nous avons également deux périodes de référence distinctes, l'une concernant les années 1831-1913 (base 100 en 1890) et l'autre relative à la période 1955-2019 (base 100 en 2015).
- ⇒ **Le pouvoir d'achat** : Les données concernant cette variable sont issues de deux sources différentes, l'ouvrage de Lhomme (1965) et l'INSEE (dont les variations annuelles moyennes nous ont permis de calculer le pouvoir d'achat effectif par année). Le pouvoir d'achat se base sur le salaire perçu et sur le coût de la vie et étant donné que la méthodologie mise en place pour estimer ce dernier n'est pas homogène dans le temps – notamment en ce qui concerne les produits considérées dans cette estimation (Rempp, 1996) – nous avons décidé de conserver les deux séries à titre individuel, la première regroupant des données sur la période 1831-1938 (base 100 en 1900) et la deuxième sur la période 1960-2019 (base 100 en 2010).
- ⇒ **L'inflation estimée** : Les données font référence à la période 1915-2019.
- ⇒ **Le coefficient de Gini** : Les données relatives au coefficient de Gini sont disponibles entre 1962 et 2019. Des estimations ont été faites depuis les années 1962 puisque les données relatives à ce coefficient sont disponibles environ tous les 3 à 5 ans entre 1962 et 1994.
- ⇒ **Le PIB** : Le PIB est la seule variable économique disponible pour l'ensemble de la série chronologique concernant la France (1831-2019).

### 3.2.2. INDICATEURS ET VARIABLES ÉCONOMIQUES POUR LA BELGIQUE

Pour ce qui est de la Belgique, différentes variables ont aussi été retenues pour analyser le contexte économique. Ces variables ont, pour la plupart, été identifiées par Vanneste (2001) en tant qu'indicateurs économiques stratégiques en fonction d'une analyse historique minutieuse conduite par l'auteure, comme nous l'avons déjà mentionné. Ces variables — le prix du froment, du charbon et de la fonte, ainsi que l'indice de production industrielle et le pouvoir d'achat — seront brièvement présentées et nous laisserons le lecteur se tourner vers l'œuvre de Vanneste (20021) s'il souhaite davantage de précisions les concernant. Les restantes variables économiques, soit le coefficient de Gini, le PIB, l'inflation estimée et le pourcentage de personnes sans emploi sont des variables qui ont été sélectionnées dans le contexte de la présente recherche et dont les données proviennent de différentes sources comme *World Bank* ou *The Maddison Project*, tel que mentionné plus tôt<sup>27</sup>.

- ⇒ **Le pourcentage de personnes sans emploi** : Les données relatives à cette variable, qui concerne, comme nous le savons, l'ensemble des personnes sans emploi au sein de la population active, sont disponibles pour la période comprise entre 1983 et 2019.
- ⇒ **Le prix du froment** : Les données relatives à cette variable concernent la période comprise entre 1831 et 1913.
- ⇒ **Le prix du charbon et le prix de la fonte** : Ces variables sont des indicateurs de l'activité industrielle et sont toutes deux disponibles de 1831 à 1913.
- ⇒ **L'indice de production industrielle** : les données relatives à cette variable sont disponibles entre 1840 et 1939.
- ⇒ **Le pouvoir d'achat** : Les données relatives au pouvoir d'achat sont disponibles entre 1846 et 1939.
- ⇒ **L'inflation estimée** : Les données provenant de deux sources différentes et étant interrompues entre une source et l'autre, nous avons décidé, à l'instar de ce qui a été fait pour le pouvoir d'achat et l'indice de production industrielle en France, de conserver les deux séries à titre individuel et de calculer l'inflation sur base de l'indice des prix à la consommation. Il existe, ainsi, une première série qui couvre les années comprises entre 1836 et 1914 et une deuxième série de données relatives à la période 1921-2019 (avec interpolation des données pour la période comprise entre 1941 et 1947).
- ⇒ **Le coefficient de Gini** : Les données relatives au coefficient de Gini sont disponibles entre 1970 et 2019. Des estimations ont été faites depuis les années 1970 puisque les données relatives à ce coefficient sont disponibles environ tous les 3 à 5 ans entre 1970 et 1992.
- ⇒ **Le PIB** : les données relatives au PIB sont disponibles entre 1846 et 2018.

---

<sup>27</sup> Les sources des données ainsi que des informations quant aux (éventuelles) interpolations intègre le tableau présenté en Annexe A.

## 4. Le traitement des données

Au moment de reconstruire des séries historiques pour la France entre 1831 et 1985, Barré (1986) a identifié toute une série de facteurs qui rendent une telle tâche très complexe. Quand on procède à la reconstruction d'une série de données, différents points doivent être pris en considération pour garantir tant la fiabilité que la validité des données pour que l'on puisse assurer leur cohérence au fil du temps. Ce travail s'avère d'autant plus difficile quand on a recours à différentes sources de données pour faire cette reconstruction.

Se baser sur différentes sources pour reconstruire une seule et unique série peut avoir de lourdes conséquences en ce qui concerne la comparabilité et la cohérence des données. Au moment de procéder à une telle reconstruction, on se voit souvent forcées, à un moment ou à un autre, à faire des choix. La reconstitution de séries est d'ailleurs, selon Barré (1986), faite de choix successifs et, de la même manière que selon Newton chaque action entraîne une réaction<sup>28</sup>, chacun de ces choix aura une conséquence sur l'ensemble des données et, par conséquent, sur les résultats obtenus. Il se peut, de ce fait, que les variables ne soient pas strictement identiques pour chaque pays, ou que les populations prises considérées pour chaque variable varient, tant au sein d'un même pays (en fonction de la variable), qu'entre différents pays, ce qui peut biaiser les résultats de la recherche, surtout si celle-ci accorde une importance particulière aux valeurs exactes des données. De manière simple, si le but est par exemple de comparer les années 1831 et 2019, les valeurs exactes des différents facteurs analysés auront une importance non négligeable. En revanche, si ce que l'on prétend c'est d'analyser l'évolution d'un groupe de variables (voire d'une seule variable) sur toute une période, l'exactitude des données perd un peu en importance et l'analyse de l'évolution dans son ensemble gagne tout son sens. Dans ce contexte, les problèmes que peuvent causer la non-uniformité des données sont quelque peu limités dans le contexte de cette recherche qui se fonde sur des analyses longitudinales.

### 4.1. LES DONNÉES MANQUANTES ET LES DIFFÉRENCES DANS L'ÉTENDUE DES SÉRIES

Dans le contexte de l'analyse de séries temporelles, la question des données manquantes a une importance considérable. En présence de telles données, l'analyse de séries temporelles est soit impossible, soit biaisée, c'est pourquoi il est primordial de suppléer ces données. D'un autre côté, avoir à disposition des séries de données qui s'étendent sur le même nombre d'années est tout aussi important. Dans le contexte de cette recherche, les séries de données ne sont pas uniformes et la quantité de données à disposition varie en fonction de la variable considérée.

---

<sup>28</sup> Ce principe d'action réaction correspond à la troisième loi de Newton, une des trois lois des mouvements énoncées par l'auteur en 1687.



Afin de combler ces lacunes, deux stratégies ont été mises en place, une pour chacune de ces situations particulières :

- 1. Les données manquantes :** en présence de données manquantes, nous avons procédé à une estimation de la valeur en calculant la moyenne des cinq années précédentes et des cinq années suivantes. Cette procédure a été privilégiée pour les cas où le nombre de données manquantes ne dépassait pas 6 ans consécutifs. En présence de plus de six ans de données manquantes, la série a été coupée et les analyses ont été conduites sur chacune des séries résultantes. Si par exemple nous avons des données manquantes pour les années qui s'étendent entre 1950 et 1970, une analyse est conduite pour la première partie de la série (1831-1949) et une autre analyse pour la deuxième partie de la série (1971-2019). L'interpolation des données est justifiée pour des raisons méthodologiques liées à l'analyse de série temporelles. En effet, tel que le note Graham (2009), les données manquantes peuvent affecter le résultat des analyses statistiques, et même rendre de telles analyses impossibles. Si des biais peuvent être engendrés par l'imputation de données, dont l'interpolation est une méthode, l'auteur mentionne que ces biais sont moins importants que ceux que peuvent produire une analyse avec des données manquantes, c'est pourquoi les données ont été interpolées dans le cadre de cette recherche.
- 2. Les différences d'étendue des séries temporelles :** L'une des caractéristiques de cette recherche est le recours à des variables qui diffèrent en fonction de la période considérée. Les données relatives au prix du froment en France, par exemple, sont disponibles entre 1831 et 1913, alors que celles concernant la population pénitentiaire sont disponibles entre 1831 et 2019. Puisque l'étendue des séries temporelles diffère parfois et que cette différence peut entraîner des biais dans les résultats, nous avons choisi de tenir uniquement compte des données relatives aux années pour lesquelles des informations sont disponibles pour les deux variables qui sont analysées conjointement. Dans l'exemple du prix du froment et de la population détenue en France, l'analyse est conduite entre 1831 et 1913. Cette logique a été appliquée de manière systématique, ce qui explique pourquoi certaines analyses font référence à des séries temporelles distinctes alors qu'une des variables considérées est commune à l'ensemble de ces analyses (notamment le taux de détenus pour 100'000 habitants).

#### 4.2. LES DONNÉES FRANÇAISES

Plusieurs ajustements ont dû être faits dans le but d'avoir des données cohérentes au fil du temps. Lors de ces ajustements, nous avons essayé de garantir dans la mesure du possible la cohérence interne et externe des données. La cohérence interne fait référence au rapport logique entre les données d'une variable à travers le temps, alors que la cohérence externe

consiste à garantir que les caractéristiques des variables ne varient pas en fonction du pays considéré. Malheureusement, ces deux objectifs n'ont pas toujours été atteints simultanément. Puisque le principal objectif de cette recherche est l'analyse de l'évolution de différents indicateurs et variables au fil du temps, nous avons décidé, lorsqu'un choix s'imposait, de privilégier la cohérence interne des données en détriment de leur cohérence externe.

#### 4.2.1. LA COMPARABILITÉ DES DONNÉES FRANÇAISES

Étant donnée l'étendue de notre série historique, la cohérence et la comparabilité des données ont fait l'objet d'une attention particulière. Dans les paragraphes suivants, nous allons détailler la procédure mise en place pour garantir la cohérence et la comparabilité des données chaque fois que cela s'est avéré nécessaire.

##### 4.2.1a Les données pénales

Les données relatives à l'activité des parquets, des tribunaux correctionnels et des cours d'assises ont fait l'objet d'un processus d'homogénéisation dans le but de veiller à leur cohérence. Pour ce qui est de l'activité des parquets par exemple, si jusqu'en 1981 cette activité se traduisait par l'ensemble des plaintes, dénonciations et procès-verbaux concernant les délits, les crimes et les contraventions à partir de cette année-là, les informations concernant cette activité sont divisées en deux catégories différentes, les plaintes, dénonciations et procès-verbaux orientés pendant l'année en cours par le ministère public d'un côté et par les officiers du ministère public de l'autre. Afin que le contenu des données soit le même sur toute la série, ces deux catégories ont été sommées. L'ensemble de ce processus d'homogénéisation des données est détaillé dans l'Annexe B. De cette manière, nous avons obtenu des données aussi cohérentes et comparables que possible sur l'ensemble de la série historique étudiée.

Le problème de la comparabilité des données se pose surtout pour les populations pénitentiaires, que ce soit en matière de stock (les populations enfermées à une date précise) ou de flux d'entrées (les entrées en détention pendant toute une année).

Les données relatives aux populations détenues sont issues de deux sources différentes, la publication de Barré (1986) et les rapports SPACE I. En comparant les années 1983, 1984 et 1985, pour lesquelles nous avons des informations sur les populations enfermées dans les deux sources, nous avons constaté des divergences d'effectifs. Afin d'évaluer l'étendue de ces différences au-delà de ces trois ans, nous avons eu recours à l'ouvrage de Kensey (2007) dont les données proviennent des mêmes sources que celles utilisées par Barré (1986). Le Tableau 4 présente une comparaison des effectifs des populations détenues relevés de l'ouvrage de Kensey (2007) et des SPACE I.

Les variations d'une source à l'autre s'étendent entre 0.3 % et 18 % et nous constatons que les effectifs provenant des SPACE I ont tendance à être plus élevés (à quelques exceptions près) que ceux relevés dans l'ouvrage de Kensey (2007). Nous avons décelé plusieurs raisons qui

peuvent être à l'origine de ces différences, notamment la date de référence, le territoire pris en considération et la composition des populations pénitentiaires

**Tableau 4 : Les populations pénitentiaires en France entre 1983 et 2007 selon la source de données**

	Populations pénitentiaires a) (Kensey, 2007)	Populations pénitentiaires b) (SPACE I)	(b)-(a)	% de différence entre a) et b)
1983	34'579	39'086	4'507	13.0
1984	38'634	42'523	3'889	10.1
1985	42'937	40'554	-2'383	-5.5
1986	42'617	47'628	5'011	11.8
1987	47'694	50'639	2'945	6.2
1988	49'328	46'423	-2'905	-5.9
1989	44'981	45'102	121	0.3
1990	43'913	47'449	3'536	8.1
1991	47'160	48'675	1'515	3.2
1992	48'113	49'323	1'210	2.5
1993	48'164	51'134	2'970	6.2
1994	50'240	53'758	3'518	7.0
1995	51'623	53'178	1'555	3.0
1996	52'658	54'014	1'356	2.6
1997	51'640	54'442	2'802	5.4
1998	50'744	53'607	2'863	5.6
1999	49'672	53'948	4'276	8.6
2000	48'049	48'835	786	1.6
2001	44'618	47'005	2'387	5.3
2002	45'319	53'463	8'144	18.0
2003	51'827	57'440	5'613	10.8
2004	55'355	57'317	1'962	3.5
2005	53'302	58'053	4'751	8.9
2006	55'633	57'832	2'199	4.0
2007	56'294	63'500	7'206	12.8

### Les (potentielles) raisons pouvant expliquer les divergences entre les données

#### La date de référence

Si la date de référence des données issues de l'ouvrage de Kensey (2007) est le 1<sup>er</sup> janvier, les données des SPACE I sont relatives au 1<sup>er</sup> septembre. Dans le contexte de la France, cette différence a un impact non négligeable à cause de la grâce présidentielle traditionnellement accordée à l'occasion de la fête nationale du 14 juillet. Ceci signifie que les données de Kensey (2007) se réfèrent à la situation avant cette grâce, alors que les données des SPACE I font état de la population pénitentiaire après la grâce présidentielle. Si l'on tient compte des données au même moment, après la grâce par exemple, les différences sont moins importantes. Pour faire l'exercice, nous avons décalé les données de Kensey (2007) d'un an, exception faite pour les

années 1989, 1990 et 1991 puisque la date de référence est le 1<sup>er</sup> janvier (Tournier, 1990, 1991, 1992), comme on peut le voir dans le Tableau 5. Nous constatons que les différences d'effectifs varient non plus entre 0.3 % et 18 %, mais entre 0.1 % et 12 %.

**Tableau 5: Les populations pénitentiaires en France entre 1983 et 2007 (selon la source de données) avec décalage d'un an**

	Populations pénitentiaires a) (Kensey, 2007)	Populations pénitentiaires b) (SPACE I)	(b)-(a)	% de différence entre a) et b)
1983		39'086	452	1.2
1984	38'634	42'523	-414	-1.0
1985	42'937	40'554	-2'063	-4.8
1986	42'617	47'628	-66	-0.1
1987	47'694	50'639	1'311	2.7
1988	49'328			
1989	44'981	45'102	121	0.3
1990	43'913	47'449	3'536	8.1
1991	47'160	48'675	1'515	3.2
1992		49'323	1'159	2.4
1993	48'164	51'134	894	1.8
1994	50'240	53'758	2'135	4.1
1995	51'623	53'178	520	1.0
1996	52'658	54'014	2'374	4.6
1997	51'640	54'442	3'698	7.3
1998	50'744	53'607	3'935	7.9
1999	49'672	53'948	5'899	12.3
2000	48'049	48'835	4'217	9.5
2001	44'618	47'005	1'686	3.7
2002	45'319	53'463	1'636	3.2
2003	51'827	57'440	2'085	3.8
2004	55'355	57'317	4'015	7.5
2005	53'302	58'053	2'420	4.3
2006	55'633	57'832	1'538	2.7
2007	56'294			

#### Le territoire considéré

Les données publiées par Kensey (2007) tiennent uniquement compte des populations pénitentiaires détenues en France métropolitaine, alors que les données provenant des SPACE I font référence à l'ensemble du territoire français, soit la France métropolitaine et les départements outre-mer (DOM). Jusqu'en 1992, il est possible de distinguer dans les SPACE I les personnes détenues en France métropolitaine des personnes détenues dans l'ensemble du territoire français. Malheureusement, à partir de 1993, cette distinction n'existe plus.

Afin d'estimer l'impact de l'inclusion des détenus dans les départements d'outre-mer, nous avons reconstruit le Tableau 5 (qui compare les effectifs après la grâce du 14 juillet) en

considérant uniquement les détenus en France métropolitaine. Comme nous pouvons le constater dans le Tableau 6, les différences deviennent encore plus faibles et varient entre 0.9 % et 4.4 %. Nous constatons cependant qu'une fois les DOM mis de côté, les données des SPACE I sous-estiment le nombre de détenus par rapport aux données de Kensey (2007) alors que, jusque-là, nous étions plutôt face à une surestimation au sein des données des SPACE I.

**Tableau 6 : Les populations pénitentiaires entre 1983 et 1991 en France métropolitaine, selon la source des données**

	Populations pénitentiaires c) (Kensey, 2007)	Population pénitentiaire en France métropolitaine d) SPACE I	(d)-(c)	% de différence entre d) et c)
<b>1983</b>		37'772	-862	-2.2
<b>1984</b>	38'634	41'036	-1'901	-4.4
<b>1985</b>	42'937	41'139	-1'478	-3.5
<b>1986</b>	42'617	46'119	-1'575	-3.3
<b>1987</b>	47'694	50'639	1'311	2.7
<b>1988</b>	49'328			
<b>1989</b>	44'981	46'074	1'093	2.4
<b>1990</b>	43'913	45'077	1'164	2.7
<b>1991</b>	47'160	46'732	-428	-0.9

#### La composition des populations pénitentiaires

Enfin, le dernier facteur (potentiellement) explicatif des différences d'effectifs est en lien avec la composition de la population pénitentiaire, c'est-à-dire, les caractéristiques de cette population en termes d'établissements de détention, d'âge, de sexe, de statut pénal et de catégories pénales.

Pour ce qui est du **type d'établissement**, nous savons que Barré (1986) prend en considération toutes les personnes détenues dans les maisons centrales et dans les prisons départementales, ainsi que celles détenues dans des chambres et dépôts de sûreté (pour la période comprise entre 1864 et 1934). En revanche, dans les rapports SPACE I sont comprises toutes les personnes prises en charge par l'administration pénitentiaire, indépendamment du type d'établissement. Dans le but de mieux connaître la composition des populations pénitentiaires dans les pays membres du Conseil de l'Europe, une nouvelle question a été ajoutée au questionnaire SPACE I en 2004. En France, l'introduction de cette question a permis de comprendre que non seulement la population pénitentiaire intègre des personnes détenues en établissements pour délinquants toxicomanes et des personnes sous surveillance électronique, par exemple, mais aussi que les « catégories » de personnes qui sont incluses ou exclues du nombre total de détenus peuvent varier d'une année à l'autre. En 2007, par exemple, les personnes ayant une maladie mentale (et par conséquent détenues dans des établissements ou hôpitaux psychiatriques) étaient comprises dans l'ensemble de la population pénitentiaire, alors qu'en 2008 elles n'ont pas été incluses (Aebi & Delgrande, 2009, 2010).

Par rapport à l'**âge** et au **sexe**, les populations pénitentiaires relevées par Barré (1986) sont composées, jusqu'en 2005, par des personnes âgées de 16 ans ou plus, hommes et femmes. En

1906, l'âge de majorité pénale est passé de 16 à 18 ans, de sorte que les populations pénitentiaires sont désormais composées de tout homme et femme âgée de 18 ans ou plus. Cela signifie qu'une partie de la population prise en charge par l'administration pénitentiaire jusqu'en 1905 (les individus âgés de 16 et 17 ans) cesse de l'être à partir de 1906. Les populations pénitentiaires considérées dans les rapports SPACE I sont composées d'hommes et femmes âgées de 18 ans ou plus.

Finalement, et en ce qui concerne le **statut pénal** et les **catégories pénales**, les données compilées par Barré (1986) intègrent toutes les personnes condamnées et en détention préventive. Pour ce qui est des catégories pénales sont considérées toutes les personnes condamnées aux travaux forcés et à la relégation (en fonction de la période<sup>29</sup>), les condamnés à l'emprisonnement correctionnel (au-dessus d'un an), les militaires condamnés au fer et les personnes détenues pour non-paiement de dettes. D'un autre côté, les rapports SPACE I intègrent des informations relatives à toutes les personnes condamnées ou en détention préventive, hommes et femmes, pour l'ensemble de la période considérée.

Pour ce qui est des données portant sur le flux de détenus, si l'**unité de mesure** (le nombre d'évènements) et le **type d'entrée** en détention comptabilisée (les entrées en détention en provenance de l'état de liberté) restent les mêmes dans les deux sources, quelques questions se posent encore une fois quant au **territoire** considéré.

### **L'impact des divergences sur les données**

Nous pouvons facilement nous rendre compte de l'impact de ces divergences sur les séries de données. Dans le contexte de la présente recherche, et en tenant compte des facteurs qui peuvent expliquer ces différences précédemment présentées, quatre points essentiels sont à garder en tête pour pouvoir comprendre et expliquer les variations de populations pénitentiaires en France :

- Les caractéristiques des populations détenues varient en fonction de l'année. La population pénitentiaire est composée de différents types de personnes d'une année à l'autre. Ces différents types font référence (1) à des catégories spécifiques de personnes prises en charge (comme celles sous surveillance électronique ou celles en détention dans des institutions psychiatriques) ; et (2) à la limite inférieure d'âge des personnes prises en charge, qui varie entre 16 et 18 ans ;
- Le territoire français couvert n'est pas forcément le même du début à la fin des séries. Si entre 1831 et 1985 seuls les détenus en France métropolitaine sont pris en considération, entre 1986 et 2019, à ceux-ci s'ajoutent toutes les personnes prises en charge par les établissements pénitentiaires dans les DOM.

---

<sup>29</sup> Selon les périodes, les personnes condamnées aux travaux forcés et à la relégation ont tantôt relevé de la responsabilité de l'administration pénitentiaire, tantôt de celle d'autres administrations, par conséquent, ces personnes sont ou incluses ou exclues des statistiques pénitentiaires.

- Le type d'institution pénitentiaire considéré n'est pas forcément le même pour l'ensemble des séries : les chambres et dépôts de sûreté, par exemple, sont uniquement tenus en compte entre 1866 et 1946 ;
- La date de référence en ce qui concerne le relevé du stock de détenus n'est pas toujours la même, variation qui a un impact considérable sur les effectifs des populations détenues à cause de la grâce présidentielle qui était accordée à l'occasion de la fête nationale française jusqu'en 2008 (Türk, 2009).

#### 4.2.1b Les données économiques

En ce qui concerne les variables économiques, aucune donnée n'a été ajustée ou transformée. Si pour la plupart des variables les données sont issues d'une seule et même source, nous avons une rupture de la série pour deux d'entre elles, le pouvoir d'achat et l'indice de production industrielle. Pour chacune de ces variables, les données sont issues de deux sources différentes et la méthode mise en place pour l'estimation des coefficients diverge en fonction de la source, ce qui nous a conduits à considérer les données issues de chaque source à titre individuel. Pour cette raison, nous avons retenu comme indicateurs le Pouvoir d'achat 1 (1831-1913) et le Pouvoir d'achat 2 (1960-2019), ainsi que l'indice de production industrielle 1 (1831-1938) et l'indice de production industrielle 2 (1960-2019), dont les caractéristiques sont exposées dans le sous-chapitre suivant (cf. sous-chapitre 3. *Indicateurs et variables*). De plus, pour les besoins de la recherche, notamment en ce qui concerne la transformation des données en leur logarithme naturel, la variable *Inflation* est le résultat d'un calcul fait sur la base de l'indice des prix à la consommation.

#### **Les données sont-elles comparables ?**

En considérant les limites liées à la comparabilité des données exposées jusque-là, la question est de savoir si ces limites peuvent avoir un impact sur les résultats de notre recherche. Les données ne répondent certes pas systématiquement aux mêmes critères ; néanmoins, compte tenu de la nature et de l'essence même de cette recherche, nous sommes convaincues que les biais qui peuvent en découler auront un impact réduit sur la plupart de nos résultats puisque seule une partie de cette recherche s'adonne à une analyse portant sur l'ensemble des séries relatives à chaque variable. En effet, le découpage de notre série en différentes périodes permet de diminuer les problèmes découlant de la comparabilité des données sur une longue période. De plus, comme nous l'avons vu, notre but premier n'est pas de procéder à une analyse comparative année par année, mais plutôt de confronter des évolutions, des tendances, des variations.

### 4.3. LES DONNÉES BELGES

Les données relatives à la Belgique proviennent en grande partie de la recherche de Vanneste (2001) qui avait déjà procédé à la reconstruction d'une bonne partie des séries chronologiques utilisées dans le cadre de cette étude, et notamment en ce qui concerne les variables judiciaires — activité des parquets, des tribunaux correctionnels et des cours d'assises — et pénitentiaires. Les données reprises de la publication de l'auteure concernent spécifiquement la période qui s'étend de 1831 à 1995 et portent sur l'activité des parquets en termes d'affaires entrées et poursuivies par ces instances, sur l'activité des tribunaux correctionnels et celle des cours d'assises en termes d'accusés jugés par ces instances et sur les populations pénitentiaires en termes de stock de détenus.

L'auteure présente également, dans son ouvrage, des séries chronologiques relatives à diverses variables économiques. Les séries de données reprises pour cette étude sont relatives au prix du froment, du charbon et de la fonte, du pouvoir d'achat (en tant que salaire réel<sup>30</sup>) et de l'indice de production industrielle. Les données récoltées de la publication de Vanneste (2001) n'ont fait l'objet d'aucune modification ou réajustement, au contraire de ce que nous nous étions vus forcés de faire pour la France.

Ayant à disposition des données entre 1831 et 1995, nous avons dû recourir à d'autres sources de données pour pouvoir prolonger les séries historiques jusqu'en 2019, ou du moins essayer. Les publications « Justice en Chiffres » ont permis de continuer la série historique relative à l'activité des parquets jusqu'en 2019, mais, malheureusement, les restantes séries relatives à l'activité des tribunaux correctionnels et des cours d'assises n'ont pas pu être prolongées jusqu'en 2019 par manque de disponibilité des données puisque les variables analysées dans cette étude (accusés et prévenus jugés par les cours d'assises et les tribunaux correctionnels respectivement) ne font pas partie des dites publications, et n'ont pu être malheureusement retrouvées nulle part ailleurs non plus. Pour ce qui est des populations pénitentiaires, les SPACE I ont permis de rallonger la série de données portant sur le stock de détenus jusqu'en 2019.

Relativement aux variables économiques, au-delà des variables reprises de l'œuvre de Vanneste (2001), des données concernant les personnes sans emploi, le coefficient de Gini et le PIB ont été récoltés de différentes sources comme *The World Bank*, *the Maddison project* ou encore *StatBel*.

---

<sup>30</sup> Selon Lhomme (1965) le salaire réel correspond au pouvoir d'achat.



## 5. L'analyse des données

L'analyse de données est faite au niveau individuel pour chacun des deux pays étudiés. Le protocole d'analyse des données est globalement axé sur l'analyse des liens et des dynamiques d'évolution entre les variables, et s'appuie, pour ce faire, sur des analyses de corrélation de Spearman, sur des analyses de causalité (au sens de Granger), sur des analyses de cointégration, et sur l'analyse de modèles VAR, l'analyse de cointégration et le modèle VAR permettant d'avoir des informations sur les dynamiques d'évolution à court et long terme entre les variables. Le long terme concerne l'ensemble de la période ou de la série chronologique (dans le cadre de l'analyse globale), alors que le court terme concerne une relation sur deux ans. La relation à court terme a été fixée à deux ans en fonction des caractéristiques des données analysées dans le cadre de cette recherche et particulièrement en observant les graphiques qui nous permettent de constater que les changements ont lieu jusqu'à deux ans après ce choc, à partir de là les effets s'estompent graduellement avec le temps.

Nous dirons que deux variables présentent une dynamique d'évolution à long terme si l'analyse de cointégration ou du modèle VAR aboutit à des résultats statistiquement significatifs. Si le pourcentage de variance d'une des variables qui peut être expliquée par l'autre est supérieur à 1% ou si les résultats du modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM) sont statistiquement significatifs, nous dirons alors qu'il existe une dynamique d'évolution à court terme entre les variables.

Avant de procéder aux différentes analyses, toutes les variables ont été converties en logarithme naturel ( $\ln$ ) afin d'assurer la cohérence et la fiabilité des résultats empiriques (dos Santos & Kassouf, 2013; Shahbaz et al., 2016). Le premier pas du protocole méthodologique (une fois les variables converties en logarithme naturel) consiste à analyser la stationnarité des données notamment à travers le test *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) qui permet de détecter la présence d'une racine unitaire et de conclure si les séries (une série de données pour chaque variable) analysées sont intégrées de même ordre ou pas. Si les résultats du test ADF indiquent que les variables sont intégrées de même ordre – noté  $I(1)$  ou  $I(2)$  –, c'est-à-dire non stationnaires, nous avançons avec l'analyse des relations de cointégration. Si la combinaison linéaire de deux séries temporelles (de deux variables) non stationnaires implique un terme d'erreur stationnaire, nous dirons alors que les séries sont cointégrées (Gillani et al., 2009). Le test développé par Johansen (Johansen, 1991) est fréquemment utilisé pour déterminer l'existence de relations de cointégration entre des variables non stationnaires. Une fois les relations de cointégration détectées (si elles existent), le modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM) permettra d'analyser les dynamiques entre les variables à court terme. Les variables présentent une dynamique d'évolution à court terme si les coefficients d'intégration s'avèrent significatifs en termes statistiques.

Si, au contraire, les résultats du test ADF indiquent que les variables intégrées ne sont pas de même ordre, une procédure d'analyse alternative est mise en place : la variable non stationnaire est transformée en variable stationnaire à travers une régression linéaire. Le test ADF est reconduit en incluant cette « nouvelle » variable afin de confirmer la stationnarité des séries de données à l'étude. L'étape suivante consiste à analyser le modèle vectoriel autorégressif (VAR) dont les résultats permettent de conclure dans quelle ordre temporelle les événements se produisent dans le temps (en termes statistiques). Finalement, l'analyse des dynamiques à court terme se fait à travers une estimation de l'impact qu'un choc provoqué sur la variable explicative (indépendante) aura sur la variable expliquée (dépendante) à travers le test *Impulse Response Function* (IRF). Cette estimation est faite en tenant compte les résultats de l'analyse du modèle VAR et de l'analyse de causalité (au sens de Granger), et plus précisément du sens des relations tels qu'indiquées par ces deux tests. Ainsi, s'il existe une dynamique d'évolution à long terme entre les variables qui se développe dans les deux sens (les deux variables s'influençant mutuellement), la relation à court terme est analysée en fonction de l'impact d'un choc provoqué au niveau des deux variables. Si la relation à long terme indique que la variable A exerce une influence sur la variable B, alors à court terme nous analyserons l'effet qu'un choc provoqué sur A aura sur B. Si en revanche la relation à long terme s'avère non significative, l'analyse de causalité permettra de déterminer le type d'analyse à court terme (c'est d'ailleurs pourquoi l'analyse de causalité (au sens de Granger) est présentée avant l'analyse à court terme dans la section des résultats). Finalement, si aucune des deux relations n'est significative, l'analyse à court terme se penche sur chacune des variables en les considérant, à tour de rôle, comme variable expliquée et explicative.

L'analyse à court terme est complétée par une estimation de la variance d'une variable en fonction d'un choc provoqué sur l'autre. La relation entre ces deux variables est considérée significative à court terme si le pourcentage de variance d'une variable qui est expliqué par ce choc au niveau de l'autre variable est supérieur à 1%. L'étape finale consiste à analyser la stabilité et la robustesse du modèle en analysant les résidus.

À ceci s'ajoute une analyse des liens de causalité (au sens de Granger) en ayant recours à la procédure de Toda-Yamamoto, ce qui permet de savoir si la relation se fait dans un seul sens (relation unidirectionnelle) ou si elle se fait dans les deux sens (relation bidirectionnelle).

Le coefficient de corrélation de Spearman est finalement estimé (qu'il y ait ou pas relation de cointégration ou causalité) afin de comparer et confronter les résultats des différentes techniques d'analyse utilisées, notamment celles prisées en économétrie et celle couramment utilisée en criminologie.

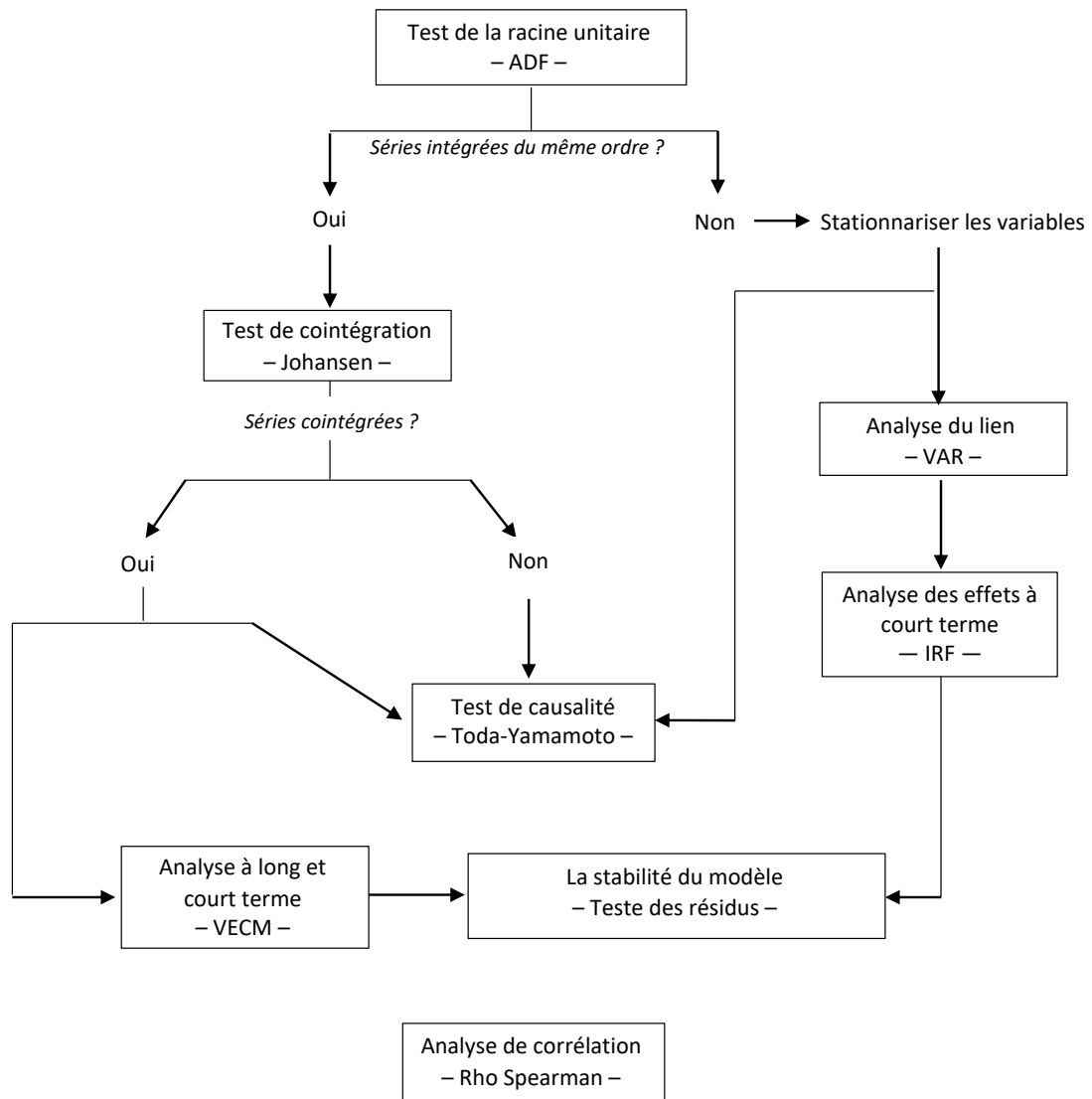
L'ensemble des analyses basées sur les techniques économétriques — ADF, cointégration, VAR, VECM, IFR, Causalité (au sens de Granger) et analyse des résidus — ont été faites en ayant recours au logiciel Eviews, alors que pour l'analyse de corrélation ( $\rho$ ) nous avons eu recours au logiciel SPSS.

Les différentes étapes de cette procédure sont schématisées dans la Figure 1.

Dans le contexte de la présente recherche, nous prétendons analyser d'un côté les relations entre l'emprisonnement (mesuré par le stock de détenus) et la criminalité (mesurée par les statistiques judiciaires, notamment l'activité de trois instances impliquées dans la procédure pénale), et, de l'autre, entre l'emprisonnement et le contexte économique (mesuré en fonction de différentes variables) au fil du temps. Afin de tenir compte de l'impact du niveau d'agrégation des données sur les résultats, les analyses sont conduites, dans les deux pays, en deux temps. Dans un premier temps, le focus est mis sur l'analyse des différentes périodes découpées en fonction de l'évolution des populations pénitentiaires et, dans un deuxième temps, les séries temporelles sont analysées dans leur ensemble dans le cadre d'une analyse globale, en considérant les indicateurs qui se sont non seulement avérés pertinents lors de l'analyse par période, mais aussi dont les données sont disponibles sur au moins deux périodes. Cette manière de faire permet de mieux comprendre le poids des différentes variables explicatives en fonction de différents niveaux d'agrégation (ici les périodes et l'entièreté de la série chronologique) car, comme l'on fait remarquer Brantingham et Brantingham (1984) ainsi que Godefroy et Laffargue (1984), ce qui est valable pour un niveau d'agrégation ne s'applique pas forcément à un autre niveau. Ainsi, il est tout à fait concevable que certaines variables économiques aient un impact dans l'explication des variations des populations détenues au niveau de l'ensemble de la série temporelle, mais ne soient pas pertinentes pour expliquer ces mêmes variations au sein de chaque période ; de même, il est possible que les résultats varient selon la technique d'analyse de données utilisée, tel que nous l'avons prévu dans la quatrième hypothèse.

Finalement, signalons que le protocole méthodologique est le même pour l'analyse de la série temporelle complète que pour l'analyse des différentes périodes. Les différentes étapes composant ce protocole sont décrites avec plus de détail dans les sections suivantes. Il convient de mentionner que si l'ensemble des analyses se réfère aux variables préalablement transformées en leur logarithme naturel, les graphiques présentent, en revanche, les tendances des variables sans cette transformation afin que la visualisation des tendances soit facilitée.

Figure 1: Les étapes du protocole méthodologique concernant l'analyse des données



### 5.1. LA STATIONNARITÉ DES DONNÉES : LE TEST AUGMENTED DICKEY-FULLER

Pour pouvoir décider quel modèle d'analyse mettre en place, il est nécessaire de déterminer si les séries de données (une série de données pour chaque variable) sont stationnaires ou pas. Une série stationnaire est une série temporelle dont la moyenne (mobile) et/ou variance ne varie pas dans le temps. Elle ne comporte ainsi ni tendance ni saisonnalité. En d'autres termes, une série est stationnaire si ses propriétés ne dépendent pas du moment (temps) auquel la série est observée. Ceci implique qu'une série temporelle avec tendance ou saisonnalité n'est pas stationnaire puisque la tendance ou saisonnalité affectera les données composant la série à travers le temps.

La stationnarité des séries temporelles peut être déterminée en analysant l'existence d'une racine unitaire pour chacune des variables. Si les variables présentent une racine unitaire, elles sont non stationnaires, ou intégrées de même ordre. Une série est dite intégrée d'ordre  $d$  s'il est nécessaire de la différencier  $d$  fois pour qu'elle soit stationnaire (Kuma, 2018). Si, en revanche, il n'existe pas de racine unitaire, les variables sont stationnaires.

Afin d'analyser la stationnarité des données, le test de racine unitaire *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) est généralement utilisé. Le test est la statistique  $t$  (du test de Student) sur le paramètre de l'équation suivante :

$$\Delta X_t = \beta_0 + \alpha X_{t-1} + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

où  $X$  représente la variable en cause,  $\Delta$  est l'opérateur de première différence  $\beta$  est le coefficient de l'observation précédente,  $X_{t-1}$  est l'observation antérieure,  $\Delta X_{t-1}$  est le terme de décalage,  $k$  le nombre de décalages  $\beta_i$  le paramètre à déterminer et  $\varepsilon_t$  le terme de bruit blanc (Torruam & Abur, 2014).

Les résultats du test ADF permettent de déterminer le niveau d'intégration des séries en testant les hypothèses suivantes :

*H0 : la série présente une racine unitaire (série intégrée d'ordre 1 ou 2)*

*H1 : la série n'a pas de racine unitaire (série stationnaire)*

Si le seuil de significativité des coefficients  $t$  du test ADF est inférieur à 5 %, l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) sera retenue, si au contraire ce seuil dépasse les 5 %,  $H_0$  sera rejetée en faveur de l'hypothèse alternative,  $H_1$ , et les séries seront dites stationnaires.

L'étape suivante consistera à déterminer le décalage optimal à considérer lors des analyses des relations entre les variables. Ce décalage est fixé en fonction de différents critères d'information, notamment la statistique séquentielle modifiée du test de ratio de vraisemblance (LR), de l'erreur de prédiction finale (FPE), du critère d'information Akaike (AIC), du critère d'information Schwarz (SC), et du critère d'information Hannan-Quinn (HQ). Si les différents critères indiquent

des décalages distincts, un test sur les résidus nous permettra de vérifier si le nombre de décalages sélectionné est suffisant pour expliquer l'ensemble des dynamiques entre les variables. Si ce n'est pas le cas, un autre décalage sera pris considéré.

Une fois l'analyse de la stationnarité et du décalage achevée, l'étape suivante consistera à analyser les dynamiques entre les variables en ayant recours au VAR ou au test de Johansen en cas de stationnarité et non-stationnarité, respectivement, des données. Si les séries sont intégrées de même ordre (non-stationnaires), le test de Johansen est conduit, si elles ne le sont pas, au si au moins l'une d'entre elles est stationnaire, la variable non stationnaire est transformée en variable stationnaire pour ensuite procéder à l'analyse du modèle VAR.

## 5.2. SÉRIES STATIONNAIRES : LE MODÈLE VAR

L'auto régression vectorielle (VAR) a été pour la première fois proposée par Sims (1980) en tant que méthode d'analyse du comportement conjoint de différentes variables. Le développement d'une modélisation multivariée (ayant pour seules restrictions le choix des variables à inclure dans le modèle et le nombre de décalages à considérer) vient faire face aux vives critiques dont les modèles macroéconomiques keynésiens étaient la cible. Ces modèles étaient pointés du doigt à cause de leurs restrictions qui étaient jugées trop fortes et à cause de décisions arbitraires sous-jacentes au choix des critères, deux facteurs qui impactent considérablement les résultats des analyses notamment par rapport à la simultanéité des relations et à l'exogénéité des variables (Gossé & Guillaumin, 2013). C'est dans ce contexte que Sims (1980) développe un modèle alternatif qui se veut dynamique et non contraint, le modèle vectoriel autorégressif (VAR). Ce modèle est dit dynamique, car chaque variable est influencée par son propre passé et par les valeurs passées des autres variables. Il est non contraint, car il n'existe, à priori, aucune autre contrainte concernant les paramètres du modèle au-delà du choix des variables et du nombre de décalages (Gossé & Guillaumin, 2013). Le but du modèle VAR est fondamentalement celui de révéler la structure d'autocorrélation des données pour caractériser au mieux la dynamique jointe des variables modélisées selon une démarche descriptive et athéorique (Collard & Fève, 2008).

Un système VAR intègre un ensemble de  $m$  variables où chacune d'entre elles est exprimée comme une fonction linéaire de  $p$  décalages de lui-même et de toutes les autres variables  $m - 1$ , plus un terme d'erreur. Si l'on considère les variables  $x$  et  $y$ , un ordre  $p$  VAR serait formulé comme suit :

$$y_{1,t} = c_1 + \phi_{11,1} y_{1,t-1} + \phi_{12,1} y_{2,t-1} + e_{1,t}$$

$$y_{2,t} = c_2 + \phi_{21,1} y_{1,t-1} + \phi_{22,1} y_{2,t-1} + e_{2,t}$$

Où  $y_1$  et  $y_2$  sont les variables endogènes,  $c_1$  et  $c_2$  des constantes,  $\phi_{11}$ ,  $\phi_{12}$ ,  $\phi_{21}$  et  $\phi_{22}$  des coefficients et  $e_{1,t}$  et  $e_{2,t}$  des termes d'erreur pour chaque équation.

Dans ce modèle, la première équation décrit comment  $y_1$  est influencé par ses propres valeurs passées ( $y_{1,t-1}$ ) et par les valeurs passées de  $y_2$  ( $y_{2,t-1}$ ), de la même forme que la deuxième équation décrit comment  $y_2$  est influencé par ses propres valeurs passées ( $y_{2,t-1}$ ) ainsi que par les valeurs passées de  $y_1$  ( $y_{1,t-1}$ ).

Les résultats du modèle VAR intègrent des informations relatives à la statistique  $t$  de *Student* qui permet de conclure si les décalages des différentes variables ont un effet sur les variables elles-mêmes et sur les autres variables. Ainsi, si  $t > 2$  ou  $-2$ , l'effet d'une variable sur les autres est significatif en termes statistiques.

En analysant l'effet qu'un choc provoqué sur la variable explicative a sur la variable expliquée et la décomposition de la variance de cette dernière, il est ensuite possible de tirer des conclusions quant aux dynamiques d'évolution des variables dans le temps.

### 5.2.1. ANALYSE DES DYNAMIQUES À COURT TERME : LE TEST IRF ET LA DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE

Le test *Impulse Response Function*, ou IRF, un outil fréquemment utilisé dans l'analyse des modèles VAR, permet de constater comment réponds un système à un choc spécifique, temporaire et unique sur l'une des variables de ce système. Le IRF montre ainsi l'effet du choc sur chaque variable du système au fil du temps, donnant des indications quant à l'intensité et la direction de l'impact sur chaque variable, nous permettant ainsi d'avoir des informations quant aux relations dynamiques qui existent entre les variables (Dugan, 2010; Lütkepohl, 2005; Sims, 1980). L'analyse de la décomposition de la variance permet ensuite de constater comment ce choc affecte la variance des variables qui composent de système, fournissant ainsi une analyse plus approfondie des relations entre les variables dans un modèle VAR (Dugan, 2010; Lütkepohl, 2005).

### 5.3. SÉRIES NON STATIONNAIRES : TEST JOHANSEN ET VECM

En présence de deux séries (variables) non stationnaires, l'analyse des liens de cointégration est possible à travers le test Johansen. S'il s'avère que les séries sont cointégrées, l'étape suivante consiste à estimer le modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM) qui apporte des informations quant aux dynamiques à court terme.

#### 5.3.1. LA RELATION DE COINTÉGRATION : LE TEST JOHANSEN

Le test de Johansen (1991), utilisé dans le contexte de cette recherche, permet d'analyser l'existence d'une relation d'équilibre entre les variables au fil du temps. Si deux séries non stationnaires sont liées par une relation à long terme et que leurs trajectoires évoluent dans des directions parallèles, nous dirons que les séries sont cointégrées (Tensaout, 2000).

Le nombre de vecteurs de cointégration linéairement dépendants qui existent dans le système est appelé rang de cointégration du système. Ce rang de cointégration, peut aller de 1 à -1 (Greene, 2003) et il peut être analysé à travers (1) le *maximum eigenvalue test* (où  $H_0$  stipule que le nombre de vecteurs propres de la matrice de covariance est égal au nombre de

variables dans le modèle moins un et H1 que le nombre de vecteurs propres de la matrice de covariance est supérieur à l'hypothèse nulle – H0 )

Le test de Johansen nous permet de tester les hypothèses suivantes :

*H0 : les séries ne sont pas cointégrées*

*H1 : les séries sont cointégrées*

Si le seuil de significativité est supérieur à 5 %, H0 sera rejetée et nous pourrions conclure que les séries de variables présentent une relation de cointégration à long terme.

Le coefficient d'intégration normalisé fournit des informations sur la nature de la relation puisqu'un coefficient négatif traduit l'existence d'un lien positive entre les variables alors qu'un coefficient positif traduit l'existence d'un lien négatif entre elles.

Si, à l'analyse des résultats du test de Johansen, il s'avère qu'il existe une relation de cointégration entre les variables, le VECM peut ensuite être estimé dans le but d'analyser les dynamiques d'évolution à court terme entre les variables.

### 5.3.2. ANALYSE DES DYNAMIQUES À COURT TERME : VECM

Une fois les vecteurs de cointégration déterminés à l'aide du test Johansen, les résidus sont utilisés comme terme de correction dans un modèle VECM. Ce type de modèle permet d'estimer les effets d'une série chronologique sur l'autre à court terme. Les résultats permettent de comprendre de quelle façon les dynamiques des séries temporelles à court terme conduisent (éventuellement) à un équilibre à long terme.

Le modèle VECM assume la forme suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + \varphi_1 v_{t-1} + v_t$$

$$\Delta X_t = c_0 + \sum_{i=1}^m c_i \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta Y_{t-1} + \omega_1 v_{t-1} + v_t$$

où  $\Delta$  est l'opérateur de différence,  $p$  le nombre de décalages,  $\alpha_0, \beta_i, c_0, \delta_i$  sont les paramètres estimés et  $v_{t+1}$  et  $v_{t-1}$  les termes de correction (ECT).

### 5.4. LE LIEN DE CAUSALITÉ : LA PROCÉDURE DE TODA-YAMAMOTO

Pour analyser le lien entre différentes variables, Granger (1969) propose une procédure séquentielle qui dépend de l'application d'une panoplie de tests préliminaires portant sur l'analyse de la stationnarité des séries. Le test de causalité au sens de Granger requiert des séries stationnaires (ou stationnarisées) et cointégrées et il permet le test de l'hypothèse nulle (H0) stipulant que  $m_t$  ne cause pas  $h_t$ , ainsi que de l'hypothèse alternative (H1) selon laquelle  $h_t$  ne cause pas  $m_t$ , en ayant pour base la statistique  $F$  de Fisher (Kuma, 2018). Ce modèle a été critiqué à cause de l'exigence de stationnarité et de cointégration. Il s'avère en effet qu'en présence de séries non stationnaires, la transformation des séries intégrées de premier ordre nous



fait perdre des informations qui seraient utiles à expliquer les dynamiques des séries. De plus, faire un mauvais choix en ce qui concerne les paramètres du test (comme le décalage optimal à considérer) peut nous conduire à, malencontreusement, rejeter l'hypothèse stipulant l'absence d'une relation de cointégration alors qu'en réalité cette relation existe (Kuma, 2018; Shojaie & Fox, 2022). Face à ces critiques, Toda et Yamamoto (1995) proposent une procédure non séquentielle pour tester le lien de causalité entre les séries de données. Ce test est basé sur la statistique  $W$  de Wald qui ne dépend ni de l'ordre d'intégration des données ni de leur cointégration (Kuma, 2018), ce qui est un réel avantage par rapport au test de Granger traditionnel.

Au même titre que le test de causalité de Granger, la procédure développée par Toda et Yamamoto (1995) est axée sur l'idée que les événements passés ne peuvent être influencés par les éléments présents ou futurs. Dans ce sens, si l'évènement  $X$  se produit avant l'évènement  $Y$ , alors seul l'élément  $X$  peut causer l'évènement  $Y$  (Shojaie & Fox, 2022 ; Torruam & Abut, 2014). Quand  $X$  cause  $Y$  mais  $Y$  ne cause pas  $X$ , on est en présence d'une causalité unidirectionnelle. On dira alors qu'il existe une relation de causalité, au sens de Granger, entre  $X$  et  $Y$  où le premier cause le deuxième. En revanche, quand  $X$  et  $Y$  sont conjointement déterminés, nous parlons de causalité (au sens de Granger) bidirectionnelle (Torruam & Abur, 2014).

L'idée derrière cette procédure est d'estimer un VAR en niveau corrigé qui servira de base au test de causalité en assumant qu'il existe une potentielle cointégration entre les séries. Les différentes étapes de cette procédure impliquent (1) fixer l'ordre d'intégration maximale ( $d_{max}$ ) des séries qui sont analysées en ayant recours aux tests de stationnarité, (2) déterminer le décalage optimal du VAR à travers l'analyse des critères d'information LR, AIC, SIC et HQ, et (3) estimer un VAR en niveau augmenté d'ordre  $p = k + d_{max}$ . Les conditions de stationnarité des séries nous permettront de déterminer le nombre de décalages à ajouter au VAR. Les hypothèses testées sont les suivantes :

$H_0 : \alpha_{1i} = 0$  ( $X_c^2 < X_t^2$ ;  $p - value X^2 > 5\%$ ) :  $m_t$  ne cause pas  $h_t$

$H_1 : \beta_{1i} = 0$  ( $X_c^2 < X_t^2$ ;  $p - value X^2 > 5\%$ ) :  $h_t$  ne cause pas  $m_t$

Où  $m_t$  et  $h_t$  représentent chacune des séries de données analysées.

Cette procédure permet de comprendre l'ordre de survenance des événements dans le temps et a pour avantage de ne présenter aucune restriction concernant la stationnarité et la cointégration des données, ce qui signifie qu'elle peut tout aussi bien être mise en place en présence de variables stationnaires comme non-stationnaires, ainsi qu'en présence de séries cointégrées, comme non cointégrées (Gillani et al., 2009).

Maintenant que la procédure méthodologique a été exposée, les chapitres suivants sont dédiés à chacun des deux pays analysés dans le cadre de cette recherche.

### 5.5. LA CORRÉLATION : LE COEFFICIENT DE CORRÉLATION DE SPEARMAN

L'analyse de corrélation entre deux variables (analyse bivariée) est l'une des procédures statistiques des plus répandues qui se fait la plupart du temps en ayant recours au coefficient de corrélation de Pearson ( $r$ ) (Armstrong, 2019), développé en 1896 par Pearson. En criminologie en particulier, nous pouvons voir dans le Tableau 1 que l'analyse de corrélation est utilisée dans la majorité des recherches, et presque toutes en ayant recours au coefficient de corrélation de Pearson, qui est une mesure de la force d'une relation linéaire entre deux variables quantitatives (Hauke & Kossowski, 2011). Si l'utilisation de ce coefficient est très répandue, le coefficient de corrélation de Pearson présente des limites qui soulèvent des questionnements quant à son utilisation (Armstrong, 2019; Bachman et al., 2021; Shin, 2017). Ce coefficient requiert, par exemple, l'existence d'une relation linéaire entre deux variables mais aussi une distribution normale des données (Armstrong, 2019; Hauke & Kossowski, 2011; Udovičić et al., 2007), ce qui implique qu'en cas de relation non linéaire et /ou de distribution anormale des données le coefficient de Pearson n'est pas adapté à l'analyse de corrélation entre les variables (Hauke & Kossowski, 2011; Udovičić et al., 2007) et, dans ce cas, il est préférable d'utiliser le coefficient de corrélation de Spearman ( $\rho$ ), développé en 1904 par Spearman, afin d'éviter des erreurs de Type 1 (Bishara & Hittner, 2012), qui traduisent la réfutation d'une hypothèse alors que cette hypothèse est vraie (Sardar & Van, 2017). Ce coefficient surgit ainsi comme une alternative au (restrictif) coefficient de Pearson en mesurant l'intensité d'une relation entre deux variables sans imposer de restrictions en termes de linéarité et de normalité (Armstrong, 2019; Hauke & Kossowski, 2011; Udovičić et al., 2007).

Le coefficient de corrélation de Spearman est une mesure non paramétrique développée en 1904 en ayant pour base le coefficient de corrélation de Pearson (Hauke & Kossowski, 2011) et est utilisée quand les caractéristiques des données peuvent fausser les résultats obtenus à travers l'utilisation du coefficient de Pearson (Thirumalai et al., 2017). Les résultats des analyses de corrélation varient entre -1 et 1 sachant que plus la valeur du coefficient s'approche de 0 (zéro), moins la relation est intense (Bishara & Hittner, 2012).

Si l'analyse de corrélation est très répandue en criminologie (voir par exemple Tableau 1), il s'avère que cette technique d'analyse n'est pas appropriée pour l'analyse de données longitudinales comme nous l'avons vu lors de la revue de littérature (Chapitre II), néanmoins, étant donné que ce type d'analyse est historiquement conduite dans ce domaine de la criminologie, nous avons décidé de conduire des analyses de corrélation à titre indicatif afin de pouvoir comparer les résultats obtenus en utilisant cette technique traditionnelle (qui n'est néanmoins pas adaptée à l'analyse de données longitudinales), et des techniques d'analyses de données plus modernes (développées pour l'analyse de données longitudinales), comme les analyses conduites en économétrie. Ceci nous permettra aussi de comprendre quelle est l'impact du type d'analyse sur les résultats. Dans le cadre de la présente recherche, nous avons privilégié le coefficient de corrélation de Spearman ( $\rho$ ) car les données ne remplissent pas les

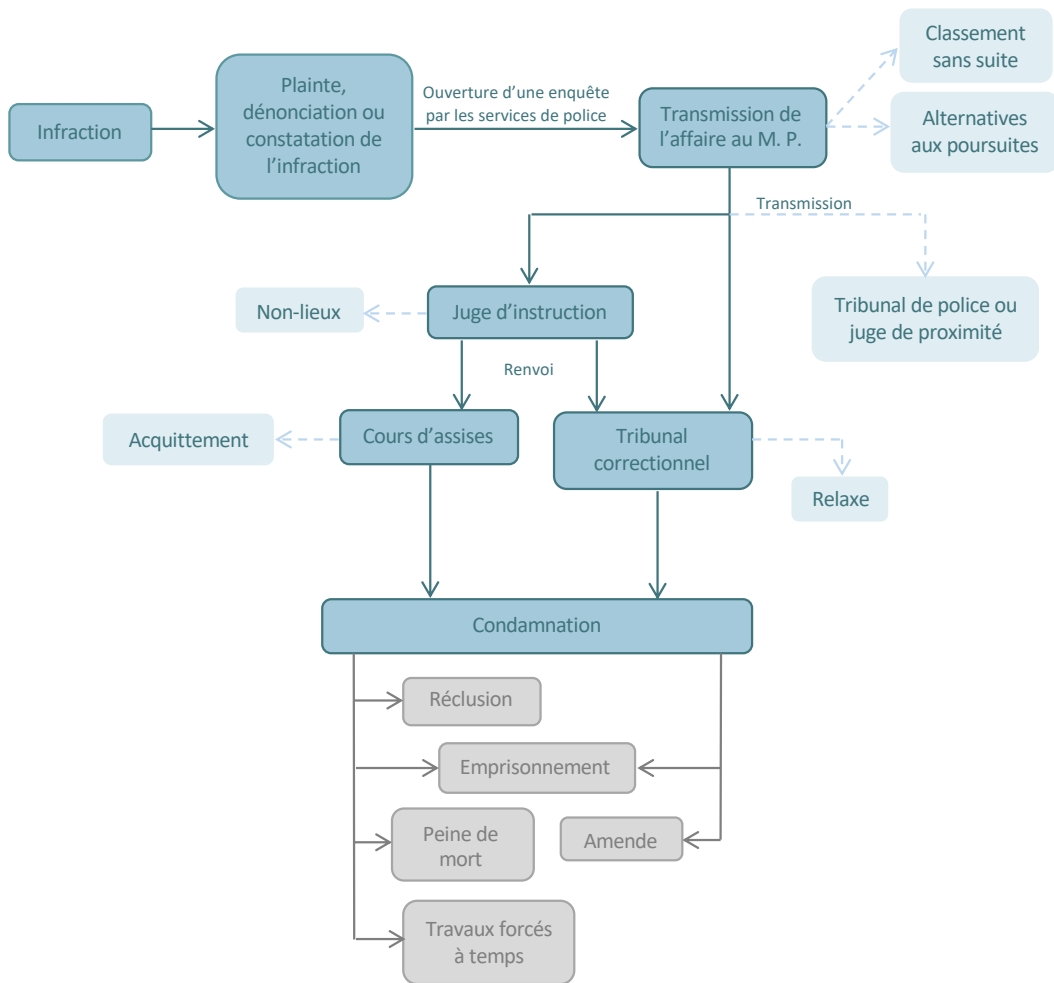
conditions sous-jacentes à l'utilisation du coefficient de Pearson ( $r$ ) en termes de linéarité et de normalité, ce qui est d'ailleurs le cas pour la majorité des données dans le domaine de la criminologie (Lin & Brannigan, 2003).

## Chapitre IV LA FRANCE

En France, la procédure pénale (illustrée dans la Figure 2) est composée de l'ensemble des étapes qui permettent d'identifier l'auteur (ou les auteurs) d'une (ou plusieurs) infraction(s) et de le(s) juger. Elle est enclenchée par la plainte, la constatation ou la dénonciation de l'infraction. Cette procédure débute ainsi par l'ouverture d'une enquête par les services de police. Les éléments recueillis au cours de cette enquête sont transmis au ministère public (parquets), qui décidera de l'orientation de l'affaire. Celui-ci peut décider de classer l'affaire sans suite, de mettre en place des alternatives aux poursuites (comme la médiation pénale), ou de poursuivre l'affaire. En cas de poursuite, et en fonction de la gravité, l'affaire peut être renvoyée (1) devant le tribunal de police ou le juge de proximité (instances compétentes pour juger les contraventions, soit les infractions les moins graves, passibles d'amendes); (2) devant le tribunal correctionnel, qui se prononce sur les délits, c'est-à-dire des infractions plus graves que les contraventions, punies d'une peine d'emprisonnement jusqu'à 10 ans ou d'autres peines, comme l'amende, le travail d'intérêt général ou les peines complémentaires; ou de la transmettre (si c'est une affaire grave) au juge d'instruction. Celui-ci, à son tour, décidera d'un non-lieu ou d'un renvoi de l'affaire, soit devant la cour d'assises, qui juge les crimes (la catégorie d'infractions la plus grave, dont la peine la plus lourde est la réclusion à perpétuité), soit devant le tribunal correctionnel. Une fois l'affaire jugée par la cour d'assises ou le tribunal correctionnel, l'accusé (la personne jugée par les cours d'assises) ou le prévenu (la personne jugée par les tribunaux correctionnels) sera soit condamné, soit acquitté ou relaxé (au niveau des cours d'assises et des tribunaux correctionnels respectivement).

De l'ensemble des acteurs impliqués dans la procédure pénale, la présente recherche se centre sur l'activité de trois instances en particulier, les parquets, les tribunaux correctionnels et les cours d'assises.

Figure 2: Les étapes de la procédure pénale en France



## 1. Une série, trois périodes d'évolution de la population pénitentiaire française

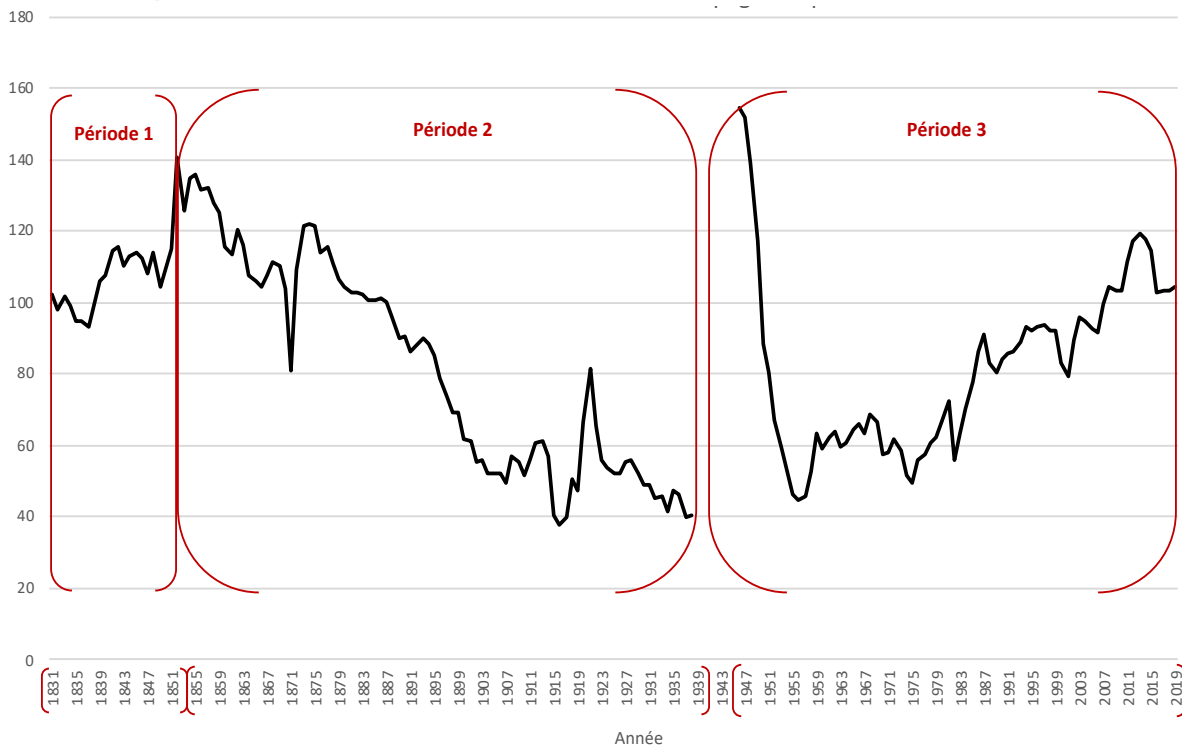
D'une manière générale, et comme nous le constatons à l'observation du Graphique 1, nous pouvons distinguer trois grandes périodes d'évolution de la population détenue en France :

**1<sup>re</sup> période, de 1831 à 1851 :** La première période est caractérisée par une hausse générale de 12 % du taux de détenus pour 100'000 habitants.

**2<sup>e</sup> période, de 1852 à 1939 :** La deuxième période est marquée par une baisse générale de 79 % du taux de détenus pour 100'000 habitants.

**3<sup>e</sup> période, de 1946 à 2019 :** La troisième période est caractérisée par une baisse générale de 32 % du taux de détenus pour 100'000 habitants. Nous pouvons voir que cette baisse générale est conséquence de la Deuxième Guerre mondiale, qui a fait exploser le taux de détenus pour 100'000 habitants. En effet, en absence de guerre, cette période se traduirait par une hausse générale de la population détenue, mais comme les tendances générales sont estimées en comparant la première et dernière année de la période nous nous retrouvons avec une troisième période qui affiche une baisse générale de la population pénitentiaire

**Graphique 1 : Découpage des séries temporelles en fonction des grandes tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1831 et 2019.**



Les sections suivantes se penchent sur chacune des trois périodes à titre individuel et intègrent un bref résumé des principaux évènements politiques, sociaux et économiques ayant marqué l'histoire française au cours de ces périodes, avant d'exposer les résultats des analyses conduites. Tout au long de ce chapitre, des graphiques présentent les tendances des différentes

variables au fil du temps en ayant pour point de départ la valeur de la variable normalisée à 100 (les valeurs subséquentes étant alors exprimées en pourcentage de la valeur de référence (100)). Il convient de noter que cette démarche a uniquement été appliquée au niveau de la représentation graphique, les analyses ont été conduites avec les valeurs non normalisées des variables.

### 1.1. PREMIÈRE PÉRIODE : DE 1831 À 1851

La première période commence en 1831 et s'étend jusqu'en 1851. Comme le signale Julaud (2020), cette époque est marquée par plusieurs événements qui ont bouleversé la vie sociale, économique et politique française comme l'insurrection des canuts<sup>31</sup>, qui réclamaient de meilleures conditions de travail et un meilleur salaire ; d'innombrables émeutes à cause de la famine dans laquelle vivait le peuple français ; et la progression de l'industrialisation, notamment l'industrie du charbon et du fer, qui sont en plein essor. Pendant cette période, la misère s'accroît, la santé se dégrade<sup>32</sup> et les conditions de travail sont pitoyables.

Les émeutes se répètent du début à la fin la période qui est caractérisée par une instabilité sociale, économique et politique manifeste. Vers la fin des années 1840, l'agriculture souffre des mauvaises récoltes et des inondations, alors que l'économie française repose en grande partie sur l'agriculture et l'industrie (Julaud, 2020).

En 1848, alors que l'Europe entière est en crise, la République est proclamée en France, entraînant avec elle toute une série de changements, notamment au niveau pénal : la peine de mort est abolie pour les délits politiques et l'emprisonnement pour dettes disparaît (Julaud, 2020). Même si le système de justice continue d'être axé sur la répression et l'intimidation (Leterrier, 2008), et que la surveillance et la punition s'accroissent, la répression se fait surtout sentir au niveau des tribunaux de police (Sgard, 2010). Les agents de gendarmerie se multiplient, tels comme le nombre de personnes chargées de rechercher et constater les délits et les crimes (Petit, 2002). En décembre 1851, la France est victime d'un coup d'État qui conduira à plusieurs émeutes et affrontements violents qui font plus de mille morts et blessés, ainsi que trente mille arrestations en quelques jours à peine (Julaud, 2020).

Les bouleversements qui ont découlé de la crise agricole (à partir de 1846 surtout), du changement de régime (en 1848) et du coup d'État (1851) se constatent d'ailleurs dans l'ensemble des graphiques relatifs à cette période.

---

<sup>31</sup> Appellation donnée par les bourgeois aux ouvriers de la soie, qui utilisent une canne pour leur métier.

<sup>32</sup> 50% des jeunes ouvriers sont réformés à cause d'une quelconque déficience physique et l'espérance de vie ne dépasse pas les trente ans.

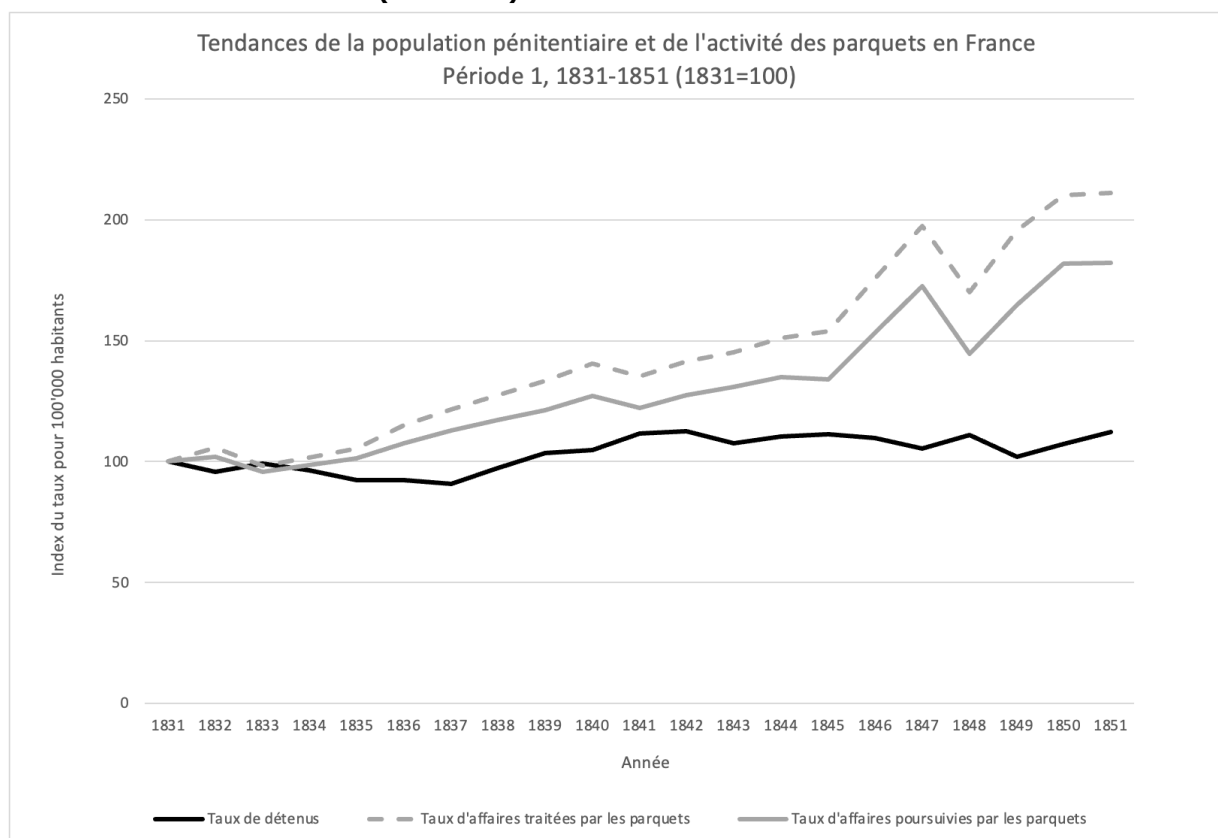
### 1.1.1. CRIMINALITÉ ET ENFERMEMENT EN FRANCE ENTRE 1831 ET 1851

Dans le présent chapitre, nous analysons la relation entre criminalité (traduite par l'activité de différentes instances engagées dans la procédure pénale) et enfermement dans le contexte de la première période d'analyse, qui s'étend de 1831 à 1851. La première section se penche sur cette relation en prenant l'activité des parquets comme mesure de la criminalité, la deuxième considère l'activité des tribunaux correctionnels puis la troisième, celle des cours d'assises.

#### 1.1.1a La population pénitentiaire et la criminalité mesurée à travers l'activité des parquets pendant la première période

Le Graphique 2 donne un aperçu des tendances de la population pénitentiaire et de l'activité des parquets (mesurée par les affaires traitées et poursuivies par ces instances). Les trois variables présentent une tendance à la hausse cependant, la hausse est plus abrupte au niveau de l'activité des parquets que des populations pénitentiaires puisqu'en comparant la première et dernière année de la série celle-ci a augmenté de 12 % alors que le taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants enregistre une hausse d'environ 111 % et celui des affaires poursuivies par ces instances pour 100'000 habitants est 82 % plus élevé en 1851 qu'en 1831.

**Graphique 2 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des parquets en France entre 1831 et 1851 (1831=100)**





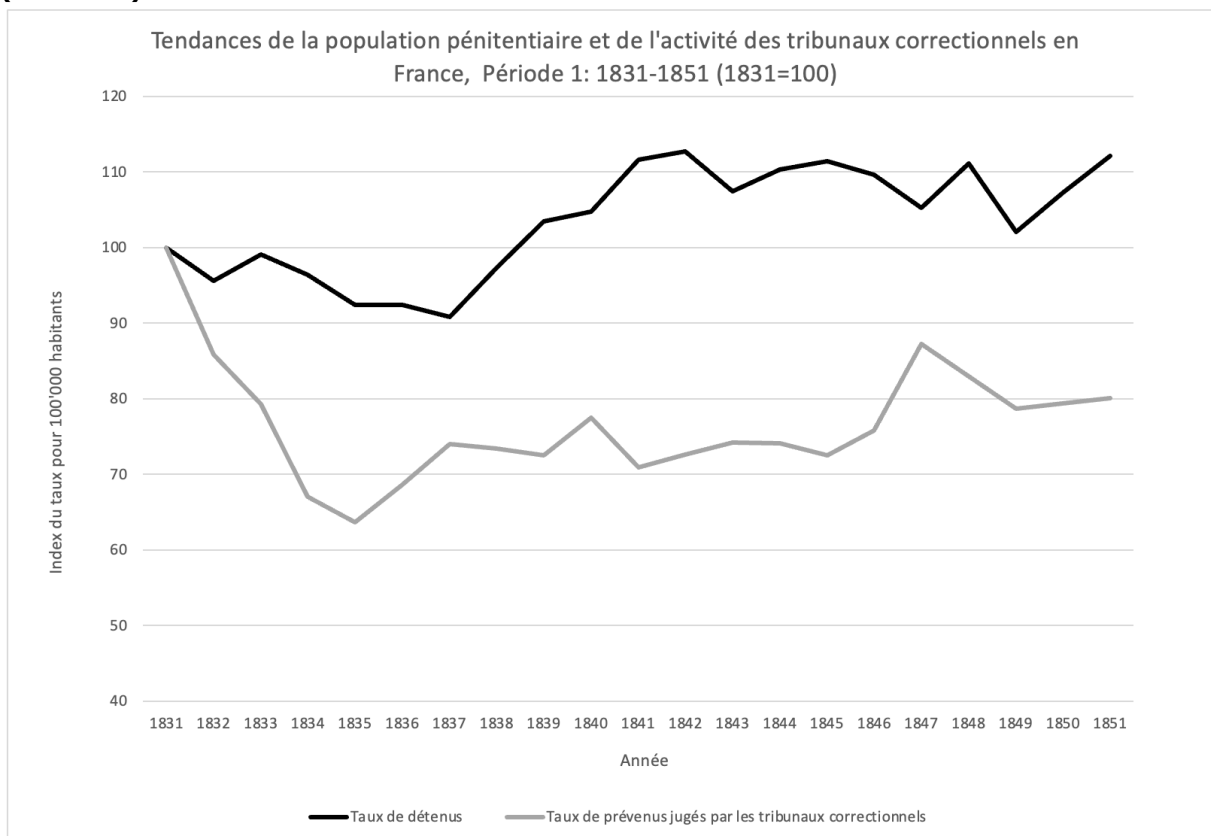
Les résultats des différentes analyses conduites (présentées en détail en Annexe C, Section 1) indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration ni de causalité (au sens de Granger) entre l'activité des parquets et la population détenue (quelle que soit la variable considérée), malgré l'existence d'une corrélation statistiquement significative positive et de forte intensité ( $\rho=0.682$ ,  $p<0.01$ ) entre cette activité (que l'on considère les affaires traitées par les parquets ou celles effectivement poursuivies par ces instances).

### 1.1.1b La population pénitentiaire et la criminalité mesurée à travers l'activité des tribunaux correctionnels pendant la première période

Les tendances de l'activité des tribunaux correctionnels, mesurées par le taux de prévenus jugés par ces instances, et du taux de détenus pour 100'000 habitants sont affichées dans le Graphique 3.

Alors que le taux de détenus pour 100'000 habitants présente une tendance générale à la hausse, comme nous l'avons vu dans le graphique précédent, le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants affiche une baisse globale d'environ 20 % si l'on compare la première et la dernière année de la période 1. Il semble même que les tendances des deux variables évoluent inversement de manière générale de sorte que lorsque le taux de détenus pour 100'000 habitants augmente, on observe en parallèle une baisse du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels.

**Graphique 3 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France entre 1831 et 1851 (1831=100)**

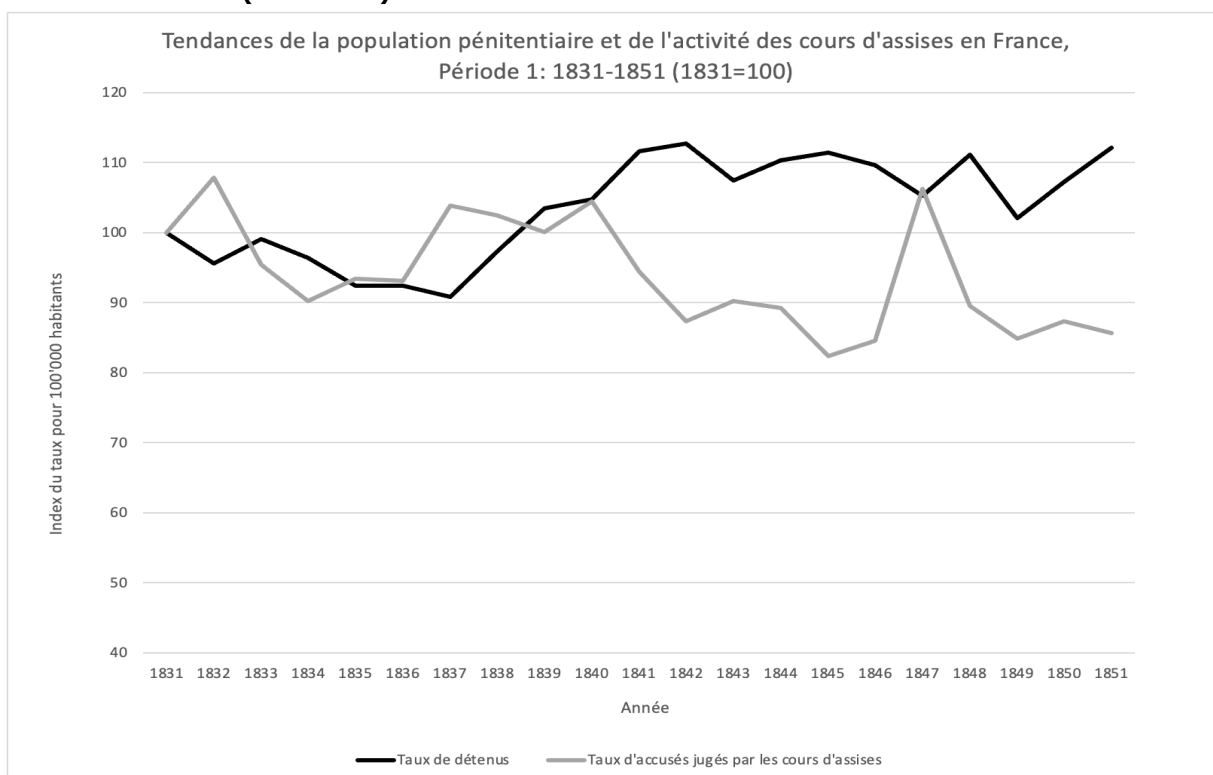


Les analyses conduites pour étudier la relation entre l'activité des tribunaux correctionnels et l'évolution de la population détenue (dont les résultats sont présentés de manière détaillée en Annexe C, Section 1) révèlent qu'il n'existe, à long terme, aucune relation statistiquement significative entre cette activité et les fluctuations de la population pénitentiaire en France entre 1831 et 1851. Ces variables ne sont non plus significativement corrélées en termes statistiques ni liées par une relation de causalité (au sens de Granger). À court terme en revanche (c'est-à-dire sur deux ans), une hausse provoquée sur le (ln)taux de prévenus pour 100'000 habitants par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants a pour effet une augmentation du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et nous constatons que 3.1 % de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) deux ans après l'application d'un choc sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants est expliqué par ce dernier.

### 1.1.1c La population pénitentiaire et la criminalité mesurée à travers l'activité des cours d'assises pendant la première période

À l'image de ce qui a pu être constaté au niveau des tendances de l'activité des tribunaux correctionnels, le taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants présente une tendance générale à la baisse (-145 %), au contraire du taux de détenus pour 100'000 habitants qui évolue globalement à la hausse. De plus, il y a plusieurs moments où les deux séries semblent évoluer à l'opposé l'une de l'autre, comme il est perceptible dans le Graphique 4.

**Graphique 4 : Tendances de la population détenue et de l'activité des cours d'assises en France entre 1831 et 1851 (1831 =100)**



Les différentes analyses conduites (dont les résultats détaillés sont présentés en Annexe C, Section 1) montrent que l'activité des cours d'assises et la population détenue sont cointégrées de manière négative, signifiant qu'il existe une dynamique d'évolution à long terme entre les variables, qui évoluent de manière opposée. À court terme cependant (c'est-à-dire sur deux ans), aucune relation statistiquement significative n'est relevée. De plus, les résultats indiquent que les variables sont liées par une relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle, suggérant qu'il existe entre l'activité des cours d'assises et la population pénitentiaire une relation circulaire. Finalement, les variables sont significativement et négativement corrélées en termes statistiques ( $\rho = -0.577, p < 0.01$ ).

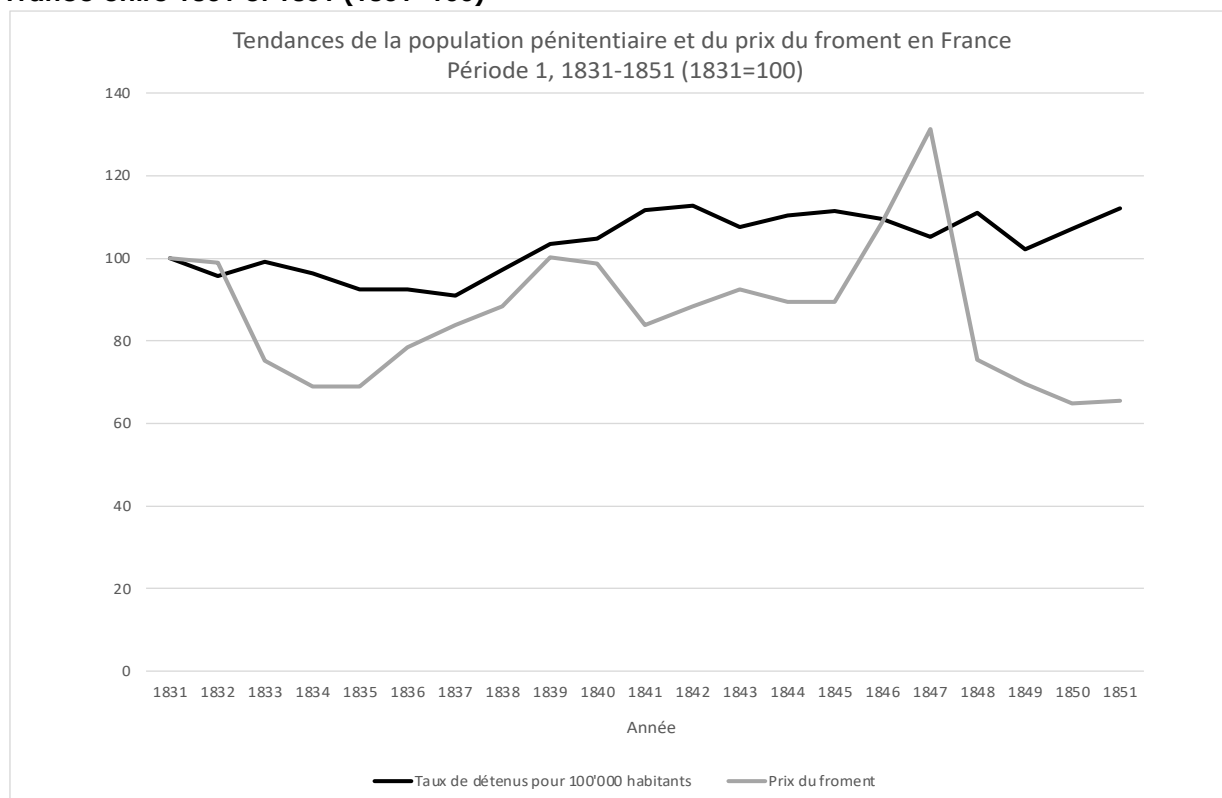
### 1.1.2. ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT EN FRANCE ENTRE 1831 ET 1851

Ce sous-chapitre intègre l'analyse des relations entre la population détenue et les différentes variables identifiées comme pertinentes pour caractériser le contexte économique français propre à la première période. Les variables économiques en question sont le prix du charbon, du froment et de la fonte, l'indice de production industrielle, le pouvoir d'achat et le PIB.

#### 1.1.2a Le prix du froment et la population pénitentiaire

Le Graphique 5 présente les tendances de la population détenue et du prix du froment en France entre 1831 et 1851. Les tendances des deux variables sont or similaires (par exemple entre 1833 et 1834) or opposées (comme entre 1847 et 1848). De manière générale, le prix du froment s'est maintenu stable (+2 %) alors que le volume de la population détenue a augmenté (+12 %).

**Graphique 5 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix du froment en France entre 1831 et 1851 (1831=100)**

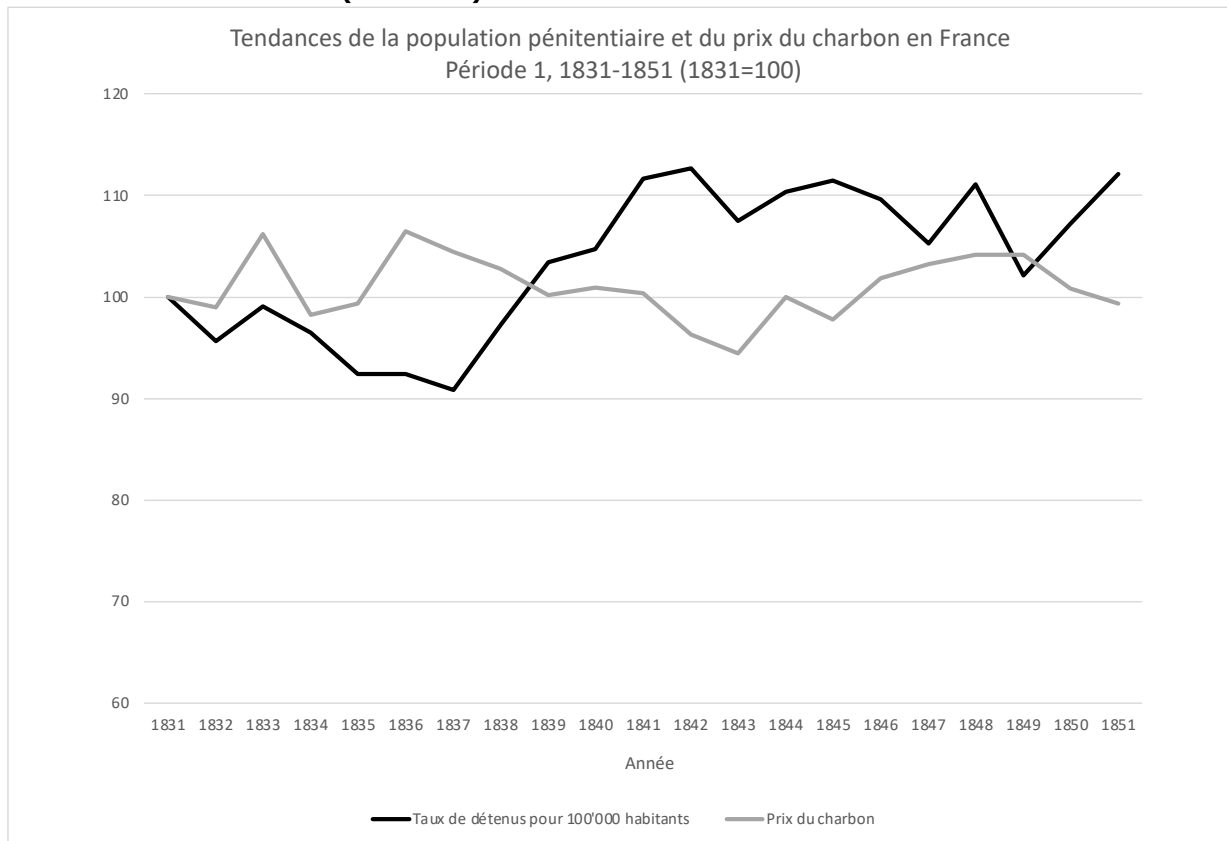


En fonction des résultats des différentes analyses conduites (présentées en détail en Annexe C, Section 2), nous concluons qu'il n'existe aucune relation de cointégration, de causalité (au sens de Granger) ou de corrélation entre le prix du froment et la population détenue en France dans le contexte de la première période.

### 1.1.2b Le prix du charbon et la population pénitentiaire

Les tendances du prix du charbon et du taux de détenus pour 100'000 habitants entre 1831 et 1851 en France sont présentées dans le Graphique 6. Alors que le taux de détenus pour 100'000 habitants présente une tendance générale à la hausse dans l'ordre des 12 %, le prix du charbon (tel que celui du froment) s'est maintenu stable (-0.62 %).

**Graphique 6 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix du charbon en France entre 1831 et 1851 (1831=100)**

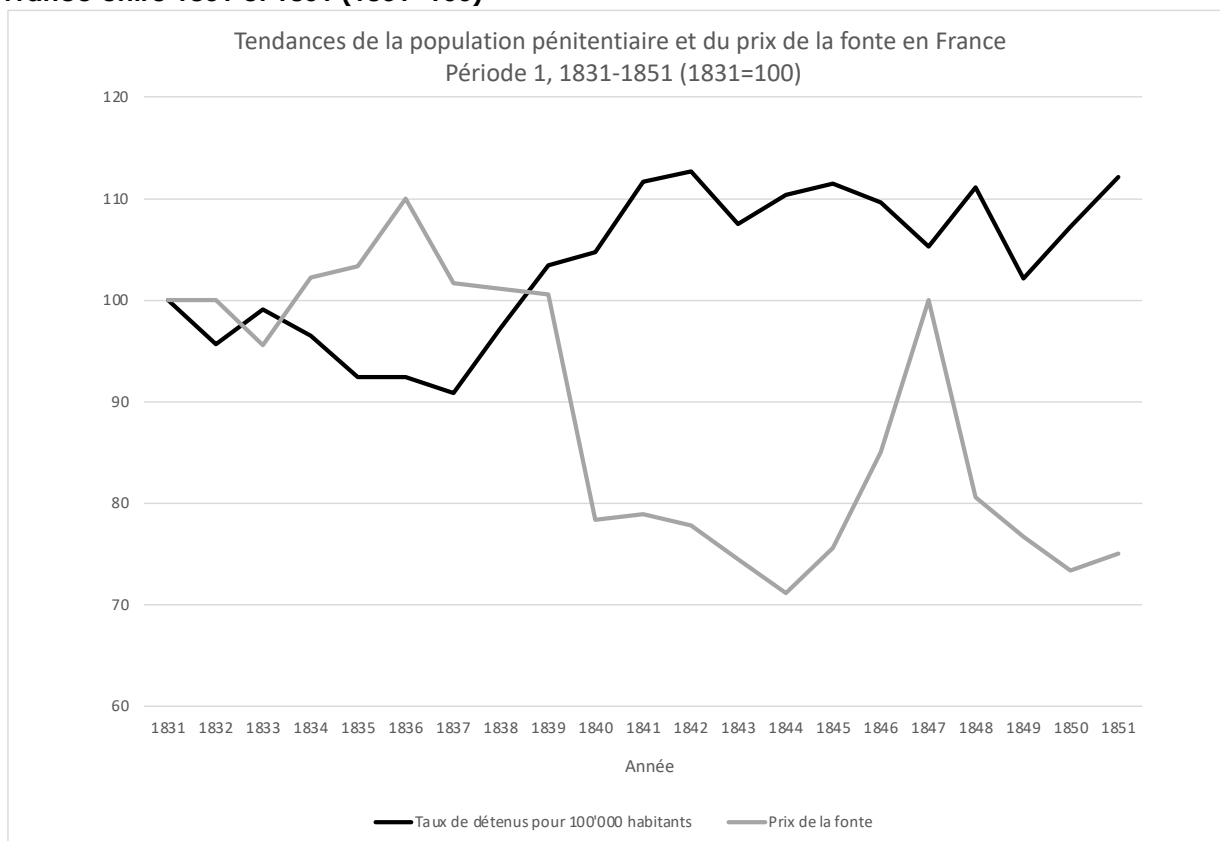


Les résultats des analyses conduites (présentés en détail en Annexe C, Section 2) révèlent que le prix du charbon et la population pénitentiaire ne sont ni cointégrés, ni causalement liés (au sens de Granger), ni significativement corrélés, à l'image de ce que nous venons de constater pour la relation entre le prix du froment et la population détenue.

### 1.1.2c Le prix de la fonte et la population pénitentiaire

Le Graphique 7 affiche les tendances enregistrées au niveau de la population détenue et du prix de la fonte en France pendant la première période. Nous pouvons voir que les séries de données suivent, pendant la majorité du temps, des tendances opposées. D'ailleurs, alors que le taux de détenus présente une hausse générale de 12 %, le prix de la fonte a baissé de 25 % si l'on compare 1851 à 1831.

**Graphique 7 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix de la fonte en France entre 1831 et 1851 (1831=100)**

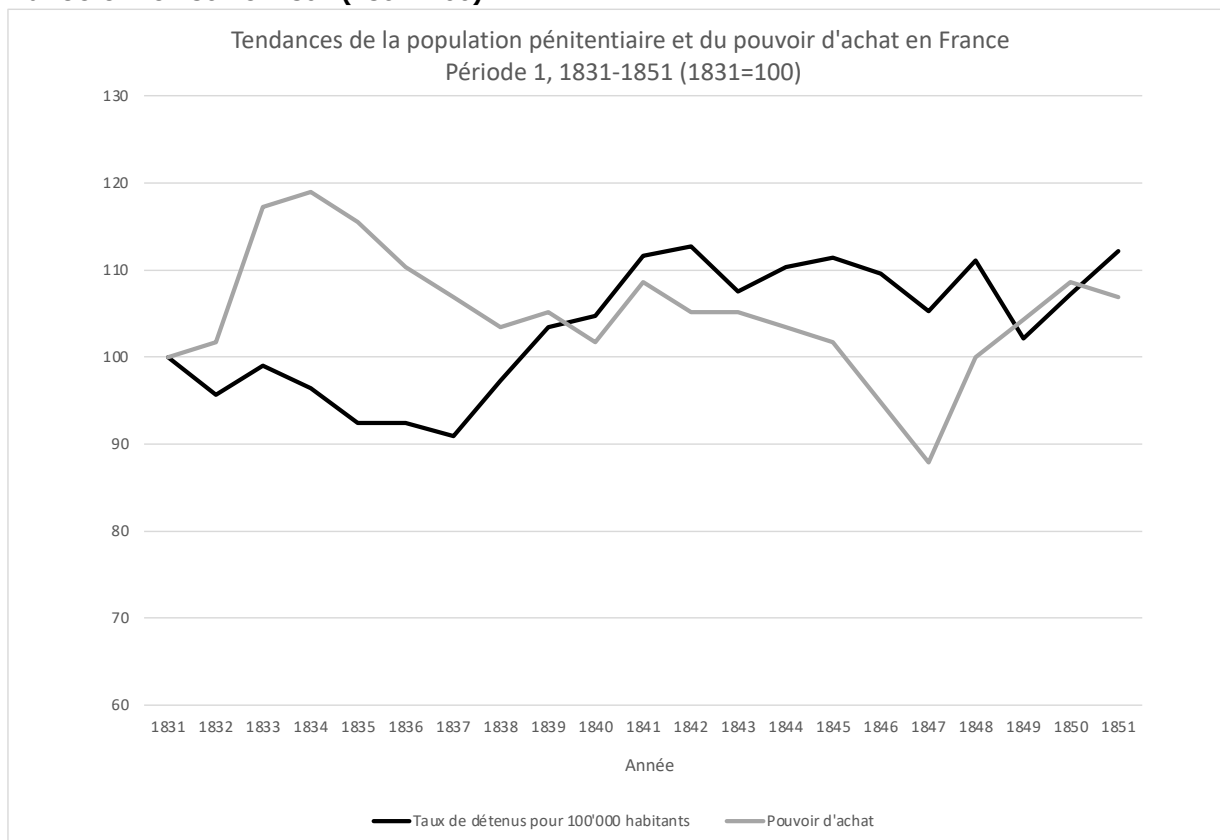


Encore une fois, nous concluons, en fonction des résultats des analyses (présentées en détail en Annexe C, Section 2), qu'il n'existe ni relation de cointégration ni de causalité (au sens de Granger) entre le prix de la fonte et la population détenue en France pendant la première période d'analyse. En revanche, et contrairement à ce que nous avons constaté pour le prix du froment et du charbon, le prix de la fonte est significativement, négativement et fortement corrélé en termes statistiques à la population détenue ( $\rho = -0.722$ ,  $p < 0.01$ ).

### 1.1.2d Le pouvoir d'achat et la population pénitentiaire

Nous pouvons voir dans le Graphique 8 que le pouvoir d'achat et la population pénitentiaire présentent une tendance générale à la hausse : le taux de détenus pour 100'000 habitants a progressé de 12 % et le pouvoir d'achat de 6.9 % si l'on compare 1851 à 1831.

**Graphique 8 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat en France entre 1831 et 1851 (1831=100)**

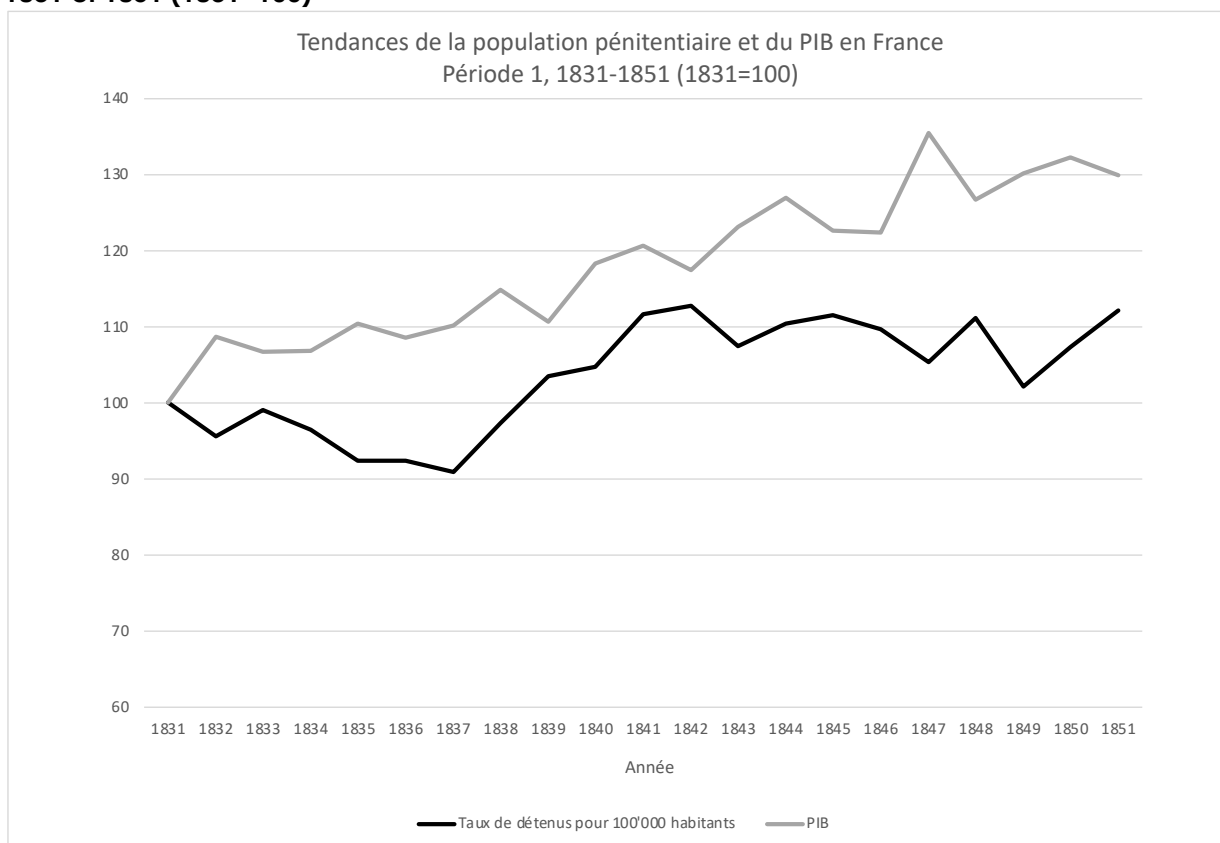


Les analyses conduites (dont les résultats sont présentés de manière détaillée en Annexe C, Section 2) nous permettent de conclure que le pouvoir d'achat n'est ni cointégré, ni causalement lié (au sens de Granger), ni corrélé de manière statistiquement significative à la population détenue en France dans le contexte de la première période.

### 1.1.2e Le PIB et la population pénitentiaire

Les tendances enregistrées au niveau du PIB et du taux de détenus pour 100'000 habitants sont présentées dans le Graphique 9. Nous pouvons facilement constater que ces deux variables présentent une tendance générale à la hausse : le taux de détenus pour 100'000 habitants a augmenté de 12 %, comme nous le savons, et le PIB a progressé de presque 30 %. Il semblerait même que les tendances de la population pénitentiaire soient, en quelque sorte, décalées par rapport à celles enregistrées par le PIB.

**Graphique 9 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du PIB en France entre 1831 et 1851 (1831=100)**

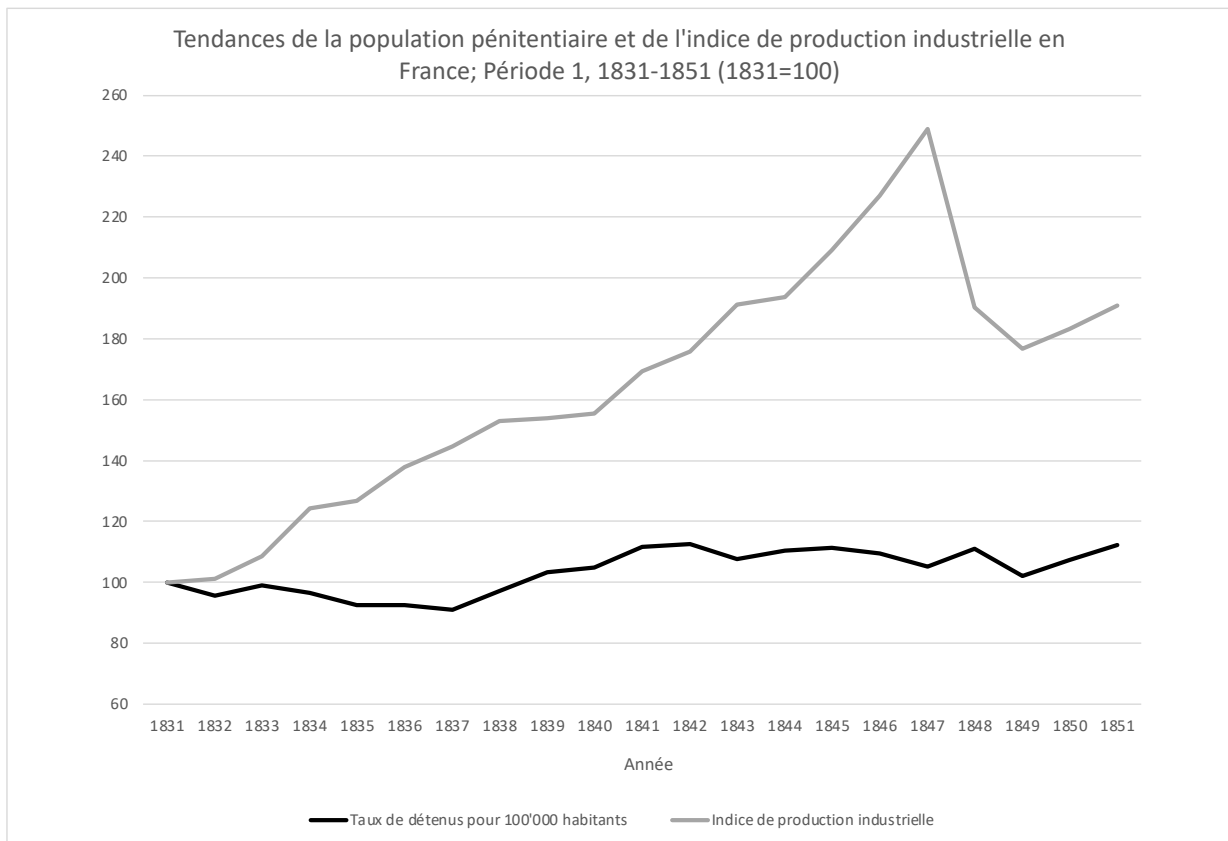


Les résultats des différentes analyses conduites (présentées en détail en Annexe C, Section 2) nous permettent de constater l'existence d'un lien statistique significatif à long terme entre le PIB et la population détenue, mais aussi d'une relation causale (au sens de Granger) entre les variables. L'analyse de la relation de corrélation indique également l'existence d'une corrélation statistique significative et positive de forte intensité entre les deux variables ( $\rho=0.630$ ,  $p<0.05$ ). Pour ce qui est de la relation entre le PIB et la population pénitentiaire à court terme, soit sur deux ans, les résultats suggèrent qu'une hausse provoquée sur le PIB entraîne une hausse de la population détenue en France, le PIB expliquant 27.5 % de la variance de la population détenue sur deux ans.

#### 1.1.2f L'indice de production industrielle et la population pénitentiaire

Le Graphique 10 présente les tendances de l'indice de production industrielle et de la population enfermée en France entre 1831 et 1851. Les deux variables présentent une tendance à la hausse, si bien que la progression de l'indice de production industrielle est plus importante que celle de la population pénitentiaire (91 % et 12 % respectivement).

**Graphique 10: Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'indice de production industrielle en France entre 1831 et 1851 (1831=100)**



Les résultats des différentes analyses conduites (présentées en détail en Annexe C, Section 2) montrent qu'il n'existe ni relation de cointégration ni de causalité (au sens de Granger) entre l'indice de production industrielle et la population détenue en France, malgré l'existence d'une forte corrélation statistique (positive) significative entre ces deux variables ( $\rho=0.719$ ,  $p<0.01$ ).



### 1.1.3. PRINCIPAUX RÉSULTATS DE L'ANALYSE DE LA PREMIÈRE PÉRIODE EN FRANCE

Le Tableau 7 résume les résultats obtenus lors de l'analyse de la première période en France. Quand les résultats de l'analyse s'avèrent statistiquement significatifs, le sens (indiqué par des flèches) ainsi que la nature du lien (+ si positif - si négatif) sont précisés. Si le test ne peut être conduit dû aux caractéristiques des données, la cellule est marquée d'une croix, en revanche si ce test ne peut être conduit en raison de l'absence de données, la cellule intègre un tiret.

**Tableau 7: Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie et la population détenue en France dans le contexte de la première période**

	Cointégration	Évolution dynamique des variables...		Causalité	Corrélation (rho)
		À long terme	À court terme (2 ans)		
<b>Criminalité et détention</b>					
Activité des parquets	Non	Non	<del>Non</del>	Non	Oui (+)
Activité des tribunaux correctionnels	—	Non	Oui (+) (Tc→D)	Non	Non
Activité des cours d'assises	Oui (-)	Oui (-)	Non	Oui (D↔Ca)	Oui (-)
<b>Économie et détention</b>					
Prix du froment	Non	Non	<del>Non</del>	Non	Non
Prix du charbon	Non	Non	<del>Non</del>	Non	Non
Prix de la fonte	Non	Non	<del>Non</del>	Non	Oui (-)
Pouvoir d'achat	Non	Non	<del>Non</del>	Non	Non
PIB	—	Oui (+) (PIB→D)	Oui (+) (PIB→D)	Oui (PIB→D)	Oui (+)
Production industrielle	Non	Non	<del>Non</del>	Non	Oui (+)

**Légendes :** D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; Tc = activité des tribunaux correctionnels ; Ca = activité des cours d'assises ; PIB = PIB.

Pour ce qui est du lien entre criminalité et emprisonnement, les résultats indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration ni de causalité entre la population pénitentiaire et la criminalité mesurée à travers l'activité des parquets et des tribunaux correctionnels. D'un autre côté, malgré l'inexistence d'une relation de cointégration, c'est-à-dire d'une dynamique d'évolution à long terme, entre le taux de détenus pour 100'000 habitants et le taux de prévenus pour 100'000 habitants, à court terme les résultats indiquent qu'un choc provoqué au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels se suivra d'une hausse de la population détenue de sorte que sur deux ans, les variations de l'activité des tribunaux correctionnels peuvent expliquer 3.6 % des variations du volume des détenus.

Pour ce qui est de la criminalité mesurée par l'activité des cours d'assises, le(ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est non seulement cointégrée à cette activité, mais elle y est aussi causalement liée (au sens de Granger) et de manière bidirectionnelle, ce qui indique qu'il

existe, entre les variables, une relation circulaire, étant impossible de d'établir l'ordre de survenance des éléments dans le temps. En revanche, aucune relation à court terme n'a été détectée. De manière générale, les variations de la population pénitentiaires à court terme semblent liées aux variations de l'activité des tribunaux correctionnels alors que les variations à long terme à l'activité des cours d'assises. L'activité des parquets semble elle moins pertinente pour comprendre les fluctuations de l'emprisonnement dans le cadre de cette première période.

En ce qui concerne la relation entre le contexte économique et la population détenue, le seul indicateur économique étant significativement liée (en termes statistiques) à la population pénitentiaire est le PIB. Il existe en effet une relation entre ces deux variables tant à long terme qu'à court terme de telle sorte que si on provoque une hausse sur le PIB, 27.5 % de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants peut être expliquée par cette hausse provoquée deux ans auparavant (Tableau\_Annexe C-40).

Nous avons également pu constater que le PIB et causalement lié (au sens de Granger) à la population enfermée. Il existe, entre les variable, une relation unidirectionnelle statistiquement significative qui suggère que les changements du PIB surviennent, dans le temps, avant les changements de la population détenue.

D'un autre côté, au-delà de l'inexistence d'une relation de cointégration entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment, du charbon et de la fonte ainsi que le (ln)pouvoir d'achat, nous avons constaté que ces variables ne sont pas non plus significativement corrélées en termes statistiques. Le (ln)indice de production industrielle, en revanche, est fortement et positivement corrélé à la population pénitentiaire, bien qu'aucune autre relation statistique ne se soit avérée significative.

D'une manière générale, les résultats obtenus nous permettent de constater que :

- À court terme, l'activité des tribunaux correctionnels et la seule variable judiciaire significativement liée, en termes statistiques, à la population pénitentiaire. Les variables sont liées par une relation positive, ce qui indique que toute hausse/baisse au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels est accompagnée par une hausse/baisse du volume de la population détenue
- À long terme, l'activité des cours d'assises est la seule variable judiciaire significativement liée, en termes statistiques, à la population pénitentiaire. Les variables sont négativement liées ce qui indique que toute hausse/baisse au niveau de l'une des variables est accompagnée d'une baisse/hausse au niveau de l'autre.
- Le PIB présente une dynamique d'évolution à court et long terme avec la population détenue. Toute hausse/baisse du PIB est suivie, dans le temps, d'une hausse/baisse de la proportion de détenus.

Nous concluons que la criminalité, telle que mesurée par l'activité des tribunaux correctionnels et des cours d'assises, est bel et bien significativement liée (au niveau statistique) au volume de la population détenue, mais la nature de cette relation diverge en fonction de l'instance : au niveau des tribunaux correctionnels, toute baisse (ou hausse) d'activité sera suivie d'une baisse (ou hausse) de la population carcérale, traduisant l'existence d'un lien statistique positif entre les deux variables ; en revanche, l'activité des cours d'assises est négativement liée en termes statistiques à l'évolution de la population détenue dans le sens où toute hausse de l'activité de ces instances est suivie d'une baisse du taux de population pénitentiaire, ou vice-versa.

D'un autre côté, une hausse du PIB étant le reflet d'une amélioration des conditions économiques, il serait d'espérer, en fonction de la deuxième hypothèse de recherche, qu'une telle hausse se traduirait par une baisse de la population carcérale, mais il s'avère que les variables ne sont pas négativement, mais positivement liées ce qui indique que l'amélioration de l'environnement économique, telle que traduite dans ce cas par la hausse du PIB, aura plutôt tendance à se faire suivre d'une hausse de la population incarcérée.

Finalement, nous pouvons voir dans le Tableau 7 que les résultats varient en fonction de la technique d'analyse, l'analyse de corrélation aboutissant avec une plus grande fréquence à des résultats statistiquement significatifs.

## 1.2. DEUXIÈME PÉRIODE : DE 1852 À 1939

La deuxième période de cette recherche s'étend de 1852 à la veille de la Deuxième Guerre mondiale, couvrant ainsi presque 80 ans. Cette période est marquée par la proclamation de la deuxième République en janvier 1852 ainsi que par la hausse des investissements (en détriment des placements)<sup>33</sup>, ce qui permet de financer la modernisation de la France : les chemins de fer se développent à une vitesse surprenante<sup>34</sup>, les locomotives se perfectionnent et gagnent en vitesse, la production de fonte est en plein essor, celle du charbon aussi. L'agriculture est également en plein développement : les méthodes s'améliorent, les rendements aussi. Les grands magasins commencent à voir le jour. La situation économique française a le vent en poupe (Julaud, 2020).

Napoléon III déclare la guerre à la Prusse en 1870. En deux jours, huitante-trois mille soldats sont faits prisonniers à Sedan (France), et près de vingt milles sont tués ou blessés. Napoléon III se rend, le Second Empire chute, la Prusse proclame son II<sup>e</sup> Reich<sup>35</sup> à Paris et veut à tout prix conquérir l'Alsace et la Lorraine, réputées par ses minerais de fer. Durant cette post-guerre, la faim hante à nouveau les Français. C'est aussi à partir de 1870 (et jusqu'à 1935) que les lois

---

<sup>33</sup> Entre 1852 et 1864 sont nées le Crédit foncier, le crédit Lyonnais et la Société générale (Julaud, 2020).

<sup>34</sup> Alors qu'en 1848 la France compte 4'000 km de rails, il en a plus de 20'000 dix-huit ans après.

<sup>35</sup> II<sup>e</sup> Reich correspond à deuxième empire.

commencent à s'orienter de plus en plus vers un accroissement des libertés individuelles<sup>36</sup>, et que démarre la révolution industrielle en France (Bonin, 1987 ; Julaud, 2020), qui peut expliquer la hausse des prix du charbon et de la fonte que l'on constate dans les Graphique 15 et Graphique 16, respectivement.

À partir de 1873, le monde doit faire face à une grave récession économique, une période connue sous le nom de Grande Dépression, et la France n'échappe pas à cette crise (Bonin, 1987). Les dépenses d'investissement des états chutent entre 1870 et 1890, particulièrement au niveau de la construction de chemins de fer, qui avait connu une progression incroyable entre 1840 et 1870 (Plihon, 2013). Nous pouvons d'ailleurs voir dans les Graphique 15 et Graphique 16 que pendant cette période de récession, les prix du charbon et de la fonte baissent. Cette phase de ralentissement économique est ensuite suivie par une période de prospérité, nommée « années folles » liées à la première mondialisation économique (Plihon, 2013).

La troisième République naît en 1875<sup>37</sup>, apportant plusieurs progrès sociaux comme la scolarité gratuite et obligatoire. Néanmoins, selon Julaud (2020), on constate également une croissance de l'antisémitisme. L'économie française, fortement atteinte par la guerre contre la Prusse, se relève rapidement. Les ouvriers retrouvent du travail, l'industrie progresse et les ports sont encore plus prospères qu'à la fin du Second Empire (Julaud, 2020).

Entre 1892 et 1894, la France fait face à une inquiétante vague de terrorisme anarchiste qui se soulève contre l'enrichissement de la bourgeoisie, les conditions de travail inhumaines, et le salaire misérable perçu par les ouvriers (Julaud, 2020).

En 1914, la Première Guerre mondiale éclate. Des centaines de milliers de Français sont mobilisés. Un peu partout en France, les batailles se multiplient, des milliers de morts sont à déplorer. Au final, la France compte près d'un million et demi de victimes, des millions de blessés, plus de cinq cent mille maisons détruites, des villages tout entiers ont disparu en poussière (Julaud, 2020). Comme le mentionne Julaud (2020) « l'économie française est détruite, la production inexistante, l'industrie anéantie, la situation financière est devenue très difficile » (p. 659). Pendant cette période, le pouvoir d'achat baisse, comme nous le constatons dans le Graphique 17, alors que le pourcentage de personnes sans emploi augmente considérablement (Graphique 18).

La situation économique est caractérisée de désastreuse en 1926, même si elle commence gentiment à s'améliorer à partir de là. En 1929, la loi sur les assurances sociales<sup>38</sup> voit le jour, mais

---

<sup>36</sup> La loi du 8 décembre 1837 sur le droit de l'inculpé d'être assisté d'un conseil dès la première comparution devant le juge d'instruction en est un exemple.

<sup>37</sup> La période couvrant la troisième République s'entend de 1870 à 1940 même si en réalité la troisième République n'est proclamée qu'en 1875.

<sup>38</sup> Cette loi stipule que les salariés qui ont un revenu annuel qui ne dépasse pas 15'000 francs doivent obligatoirement être inscrits au régime social, dont le financement est assuré à parts égales par l'employé et l'employeur.

l'économie, elle, « demeure archaïque »<sup>39</sup>. C'est aussi en 1929 que débute une nouvelle crise financière « (...) encore plus profonde que la première Grande Dépression (...) marquée par des enchaînements déflationnistes brutaux, avec un effondrement généralisé de la production aux conséquences sociales dramatiques dans la quasi-totalité du monde industrialisé » (Plihon, 2013, p. 12). Nous pouvons d'ailleurs facilement constater les effets de cette dépression au niveau du pourcentage de personnes sans emploi, qui explose (Graphique 18).

La condition ouvrière commence à progresser en 1936 avec l'augmentation des salaires, qui a conduit à la hausse des prix et à la préoccupation des milieux financiers (Julaud, 2020). C'est aussi à ce moment que naissent les congés payés. Malheureusement, en 1937, une pause dans les réformes sociales s'impose : Hitler, devenu chancelier en 1933, développe et applique l'idéologie fasciste et « décide de franchir le Rhin et de réoccuper la zone démilitarisée (...) au mépris du traité de Versailles, des accords de Locarno ». Il est temps de penser à réarmer la France. En septembre 1939, la France (ainsi que l'Angleterre) déclara la guerre à l'Allemagne (Julaud, 2020).

Le contexte économique propre à cette deuxième période nous a conduits à retenir six variables économiques afin d'analyser leur relation avec la population détenue : le prix du froment, puisqu'encore pendant cette deuxième période l'agriculture occupe une place centrale dans le fonctionnement économique du pays, le prix du charbon et de la fonte, étant donné le développement conséquent de l'industrie et des chemins de fer, le pouvoir d'achat, le pourcentage de personnes sans emploi, les deux reflétant la condition ouvrière, et le PIB.

### 1.2.1. CRIMINALITÉ ET DÉTENTION EN FRANCE ENTRE 1852 ET 1939

Ce chapitre présente les résultats de l'analyse de la relation entre criminalité et détention dans le contexte de la deuxième période.

#### 1.2.1a La population pénitentiaire et la criminalité mesurée à travers l'activité des parquets

Les tendances enregistrées dans l'activité des parquets et la population pénitentiaire en France pendant la deuxième période sont présentées dans le Graphique 11. Nous constatons que le taux de détenus pour 100'000 habitants présente une tendance générale à la baisse, qui se situe dans l'ordre des 78 %, alors que l'activité des parquets poursuit l'ascension entamée depuis les années 1831 (indépendamment de la variable considérée), comme nous avons pu voir dans le contexte de la première période. Nous constatons, toutefois, une chute tant de l'activité des parquets comme du volume de la population détenue en 1870, très probablement liée à la mobilisation des hommes dans le contexte de la guerre déclarée par Napoléon III à la Prusse, mais cette activité repart à la hausse l'année d'après. Cette baisse est d'ailleurs également perceptible au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels (Graphique 12) et des cours

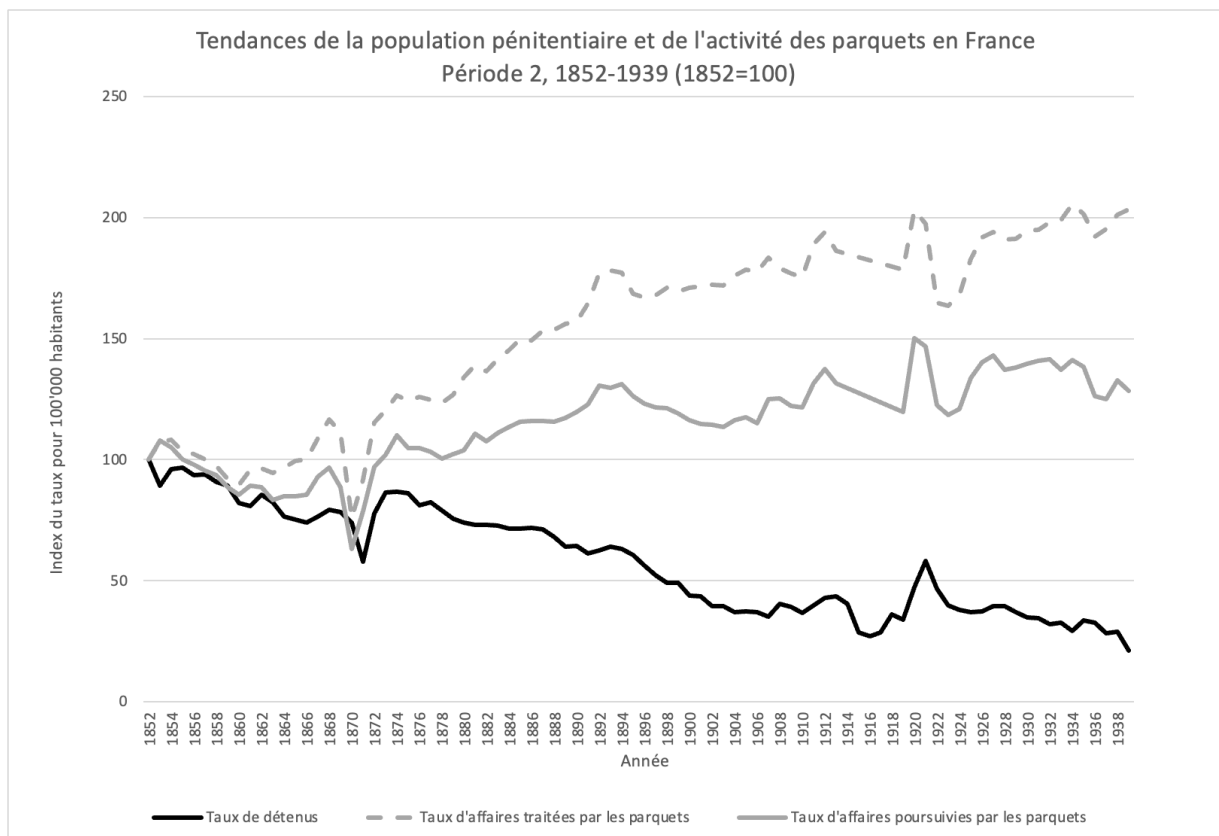
---

<sup>39</sup> La structure économique archaïque en France lui a cependant valu un impact moins considérable et plus tardif (1931) de la crise après le crash de Wall Street. Le chômage est lui aussi moins impacté par la crise.

d'assises (Graphique 13). L'activité des parquets et la population détenue repartent cependant à nouveau à la hausse l'année suivante.

Le taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants a augmenté de 130 % si l'on compare la première et dernière année de cette deuxième période, alors que celui des affaires poursuivies enregistre une augmentation moins prononcée si situant dans les 28 %.

**Graphique 11: Tendances de l'activité des parquets et du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1852 et 1939 (1852=100)**



Les résultats des analyses conduites sur la relation entre l'activité des parquets et l'évolution de la population détenue en France pendant la deuxième période (présentés en détail en Annexe D, Section 1) pointent vers des résultats différents en fonction de la variable sélectionnée pour traduire cette activité. Nous constatons en effet qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les affaires traitées par les parquets et la population détenue alors que nous relevons une dynamique d'évolution à long terme entre les tendances de cette population et les affaires poursuivies par les parquets, indiquant que les deux variables sont cointégrées. Nous constatons en revanche l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) entre l'activité des parquets, quelle que soit la variable considérée, et la population pénitentiaire, cette relation étant, dans les deux cas, bidirectionnelle, ce qui signifie que les variables traduisant l'activité des parquets et celle correspondante au volume de la population détenue sont circulairement liées. Il existe également une corrélation statistiquement significative et positive entre les affaires traitées et celles poursuivies par les parquets et la population enfermée ( $\rho = -0.880$ ,  $p < 0.01$  et

$\rho = -0.789$ ,  $p < 0.01$ , respectivement). Finalement, pour ce qui est des relations à court terme, seules les affaires poursuivies par les parquets sont significativement liées, en termes statistiques, au volume de la population détenue sur deux ans de sorte qu'une hausse provoquée sur le volume d'affaires poursuivies par ces instances explique, sur deux ans, 23.8 % de la variance de la population détenue.

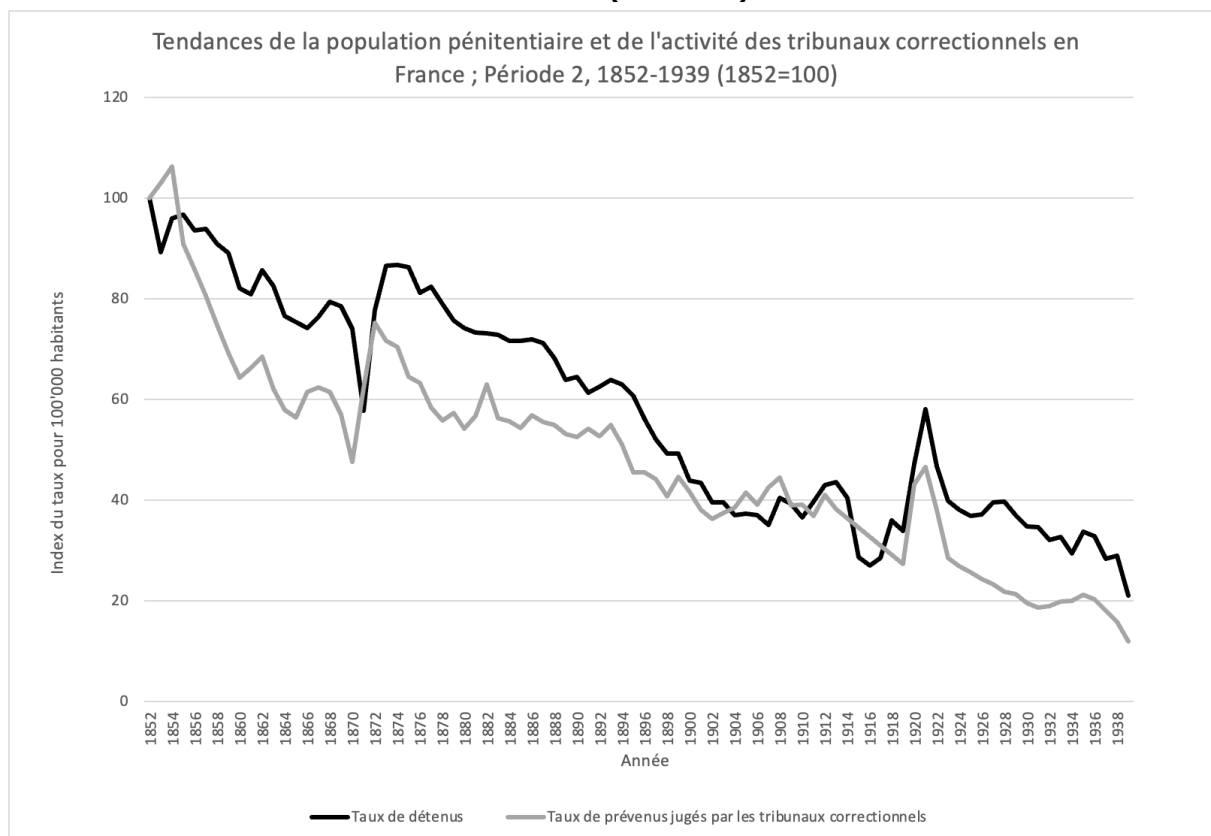
### 1.2.1b La population pénitentiaire et la criminalité mesurée à travers l'activité des tribunaux correctionnels (1852-1939)

Les tendances de l'activité des tribunaux correctionnels (mesurées par le taux de prévenus jugés par ces instances pour 100'000 habitants) et de la population détenue sont présentées dans le Graphique 12. En comparant la première et la dernière année de la deuxième période, nous constatons que tant le taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants comme le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants présentent une tendance générale à la baisse (78 % et 17 % respectivement). Nous pouvons aussi voir qu'entre 1852 et 1873 les deux variables évoluent de manière similaire cependant, à partir de là, la population détenue entame une période de baisse générale jusqu'en 1907, augmente jusqu'en 1913, veille de la Première Guerre mondiale, puis baisse à nouveau pendant la guerre (comme conséquence indirecte de celle-ci), remonte jusqu'en 1921 pour finalement diminuer jusqu'en 1939. Le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants, d'un autre côté, commence à diminuer uniquement à partir de 1894. À partir de là, les périodes de baisse et de hausse s'alternent jusqu'à la fin de la série.

Les résultats des différentes analyses (présentés avec détail en Annexe D, Section 1) indiquent qu'il existe une dynamique d'évolution à long terme entre la population enfermée et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels (pour 100'000 habitants), de telle sorte que les valeurs passées de ce taux sont significativement liées (au niveau statistique) aux valeurs subséquentes du volume de la population pénitentiaire. Les variables sont également liées par une relation causale unidirectionnelle (au sens de Granger) qui indique que les changements enregistrés au niveau du volume de prévenus jugés précèdent ceux qui sont observés au niveau de la population carcérale. L'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue sont également significativement et positivement corrélées en termes statistiques, bien que ce lien soit de faible intensité ( $\rho = 0.226$ ,  $p = 0.03$ ).

Par rapport à la relation à court terme, un changement provoqué au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels aura pour effet une hausse de la population enfermée jusqu'à deux ans après ce changement. D'ailleurs, sur deux ans, 2.9 % de la variance de la population détenue s'explique par les variations de l'activité des tribunaux correctionnels.

**Graphique 12 : Tendances de l'activité des tribunaux correctionnels et du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1852 et 1939 (1852=100)**

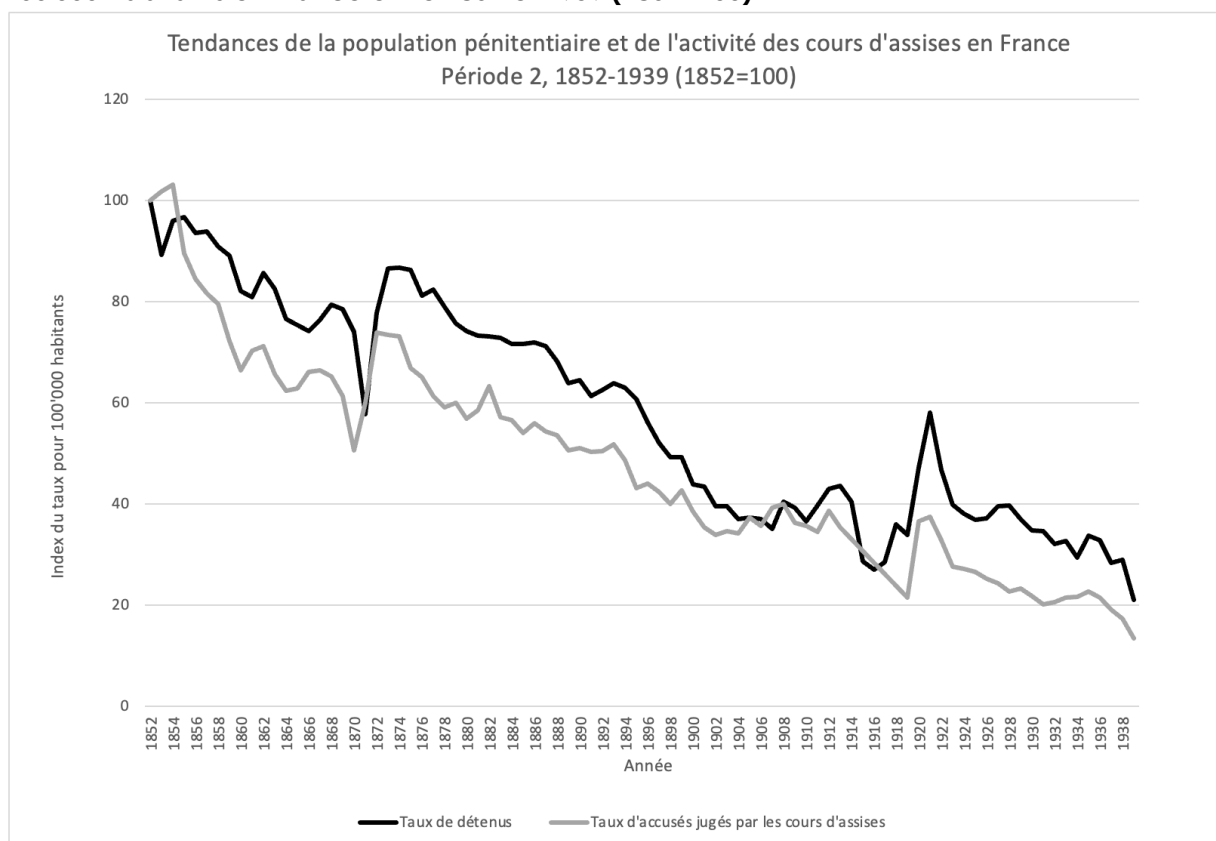


### 1.2.1c La population pénitentiaire et la criminalité mesurée à travers l'activité des cours d'assises

Le Graphique 13 présente les tendances de l'évolution du taux de détenus et du taux d'accusés jugés par les cours d'assises, tous deux pour 100'000 habitants, dont l'évolution est similaire à celle observée pour l'activité des tribunaux correctionnels (Graphique 12). Nous pouvons voir que les deux variables suivent une tendance générale à la baisse : l'activité des cours d'assises et le volume de la population détenue baissent jusqu'en 1870 et 1871 (respectivement), année à laquelle la France déclare la guerre à la Prusse, pour remonter jusqu'en 1873 et baisser une nouvelle fois jusqu'à la fin de la Première Guerre mondiale. Nous constatons un nouveau pic au niveau des deux variables en 1921 qui peut être liée au bouclage des procès en lien avec la Première Guerre mondiale. Nous constatons d'ailleurs aussi ce pic au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels dans le graphique précédent (Graphique 12). Si l'on compare 1939 à 1852, le taux de détenus a diminué de 79 % (comme nous l'avons déjà vu), et l'activité des cours d'assises de 88 %.



**Graphique 13: Tendances de l'activité des cours d'assises et du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1852 et 1939 (1852=100)**



Les résultats des différentes analyses (présentés de manière détaillée en Annexe D, Section 1) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune relation de cointégration, entre l'activité des cours d'assises et la population pénitentiaire, malgré l'existence d'un lien de causalité unidirectionnel (au sens de Granger) suggérant que les changements au niveau de l'activité des cours d'assises succèdent ceux qui s'observent au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels. Finalement, il existe aussi une corrélation statistique significative, positive et de forte intensité entre les variables ( $\rho=0.947$ ,  $p<0.00$ ).

### 1.2.2. ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT EN FRANCE ENTRE 1852 ET 1939

Ce sous-chapitre concerne l'analyse des relations entre la population pénitentiaire et les différentes variables identifiées comme pertinentes pour caractériser le contexte économique français pendant la deuxième période d'analyse. Faute de disponibilité de données, les années sous analyse ne sont pas systématiquement les mêmes et varient en fonction de la variable économique prise en considération. C'est ainsi que les analyses du lien entre la population enfermée et le prix du froment ainsi que celui du charbon sont relatives aux années comprises entre 1852 et 1913, la relation entre la population pénitentiaire et le prix de la fonte est étudiée entre 1852 et 1911, le lien entre la population détenue et le pouvoir d'achat est analysé entre 1852 et 1938, celui entre la population détenue et le pourcentage de personnes sans emploi entre 1894 et 1939 et, finalement, la liaison entre le PIB et la population pénitentiaire est analysée

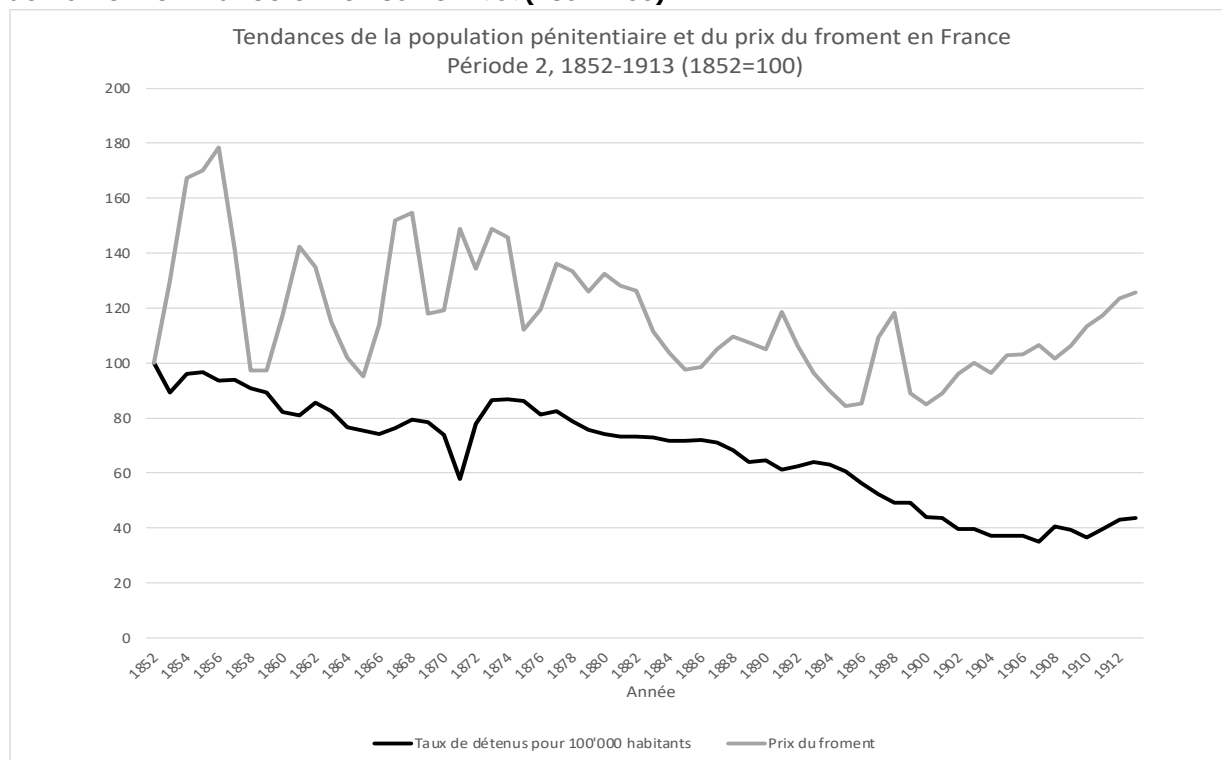
entre 1952 et 1939, le PIB étant ainsi la seule variable économique disponible sur l'ensemble de la deuxième période.

### 1.2.2a Le prix du froment et la population pénitentiaire

Le Graphique 14 présente les tendances du taux de population pénitentiaires pour 100'000 habitants et du prix du froment en France dans le cadre de la deuxième période. La chute abrupte observée dans le prix du froment en 1886 est liée à la crise agricole qui s'est produite en France à la fin du XIXe siècle (Lhomme, 1970).

Alors que la population pénitentiaire présente une tendance générale à la baisse si l'on compare les années 1952 et 1913 (-56 %) (et ce malgré la baisse enregistrée en 1871, conséquence, comme nous l'avons vu, de la mobilisation des hommes en vue de la guerre contre la Prusse), le prix du froment, qui varie considérablement sur l'ensemble de la période, affiche une tendance générale à la hausse qui se traduit par une augmentation de 26 %.

**Graphique 14 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix du froment en France entre 1852 et 1939(1852=100)**



Compte tenu des résultats des différentes analyses menées (présentés de manière détaillée en Annexe D, Section 2), nous concluons qu'il existe une dynamique d'évolution à long terme entre les variables : les valeurs passées du prix du froment sont significativement liées (en termes statistiques) aux valeurs futures de la population détenue (Tableau\_Annexe D 26).

De plus, les variables sont liés par une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle et à l'image de ce qui se passe à long terme, les changements enregistrés au niveau du prix du froment précèdent les variations que l'on peut observer en termes de population pénitentiaire.

Finalement, les variables présentent aussi une corrélation positive statistiquement significative et de forte intensité ( $\rho=0.508$ ,  $p<0.01$ ).

Pour ce qui est de la relation à court terme, nous constatons qu'une hausse provoquée sur le prix du froment aura pour effet une hausse de la population détenue jusqu'à deux ans après, moment auquel 7.3 % de la variance du volume de la population détenue est expliquée par les changements au niveau du prix du froment.

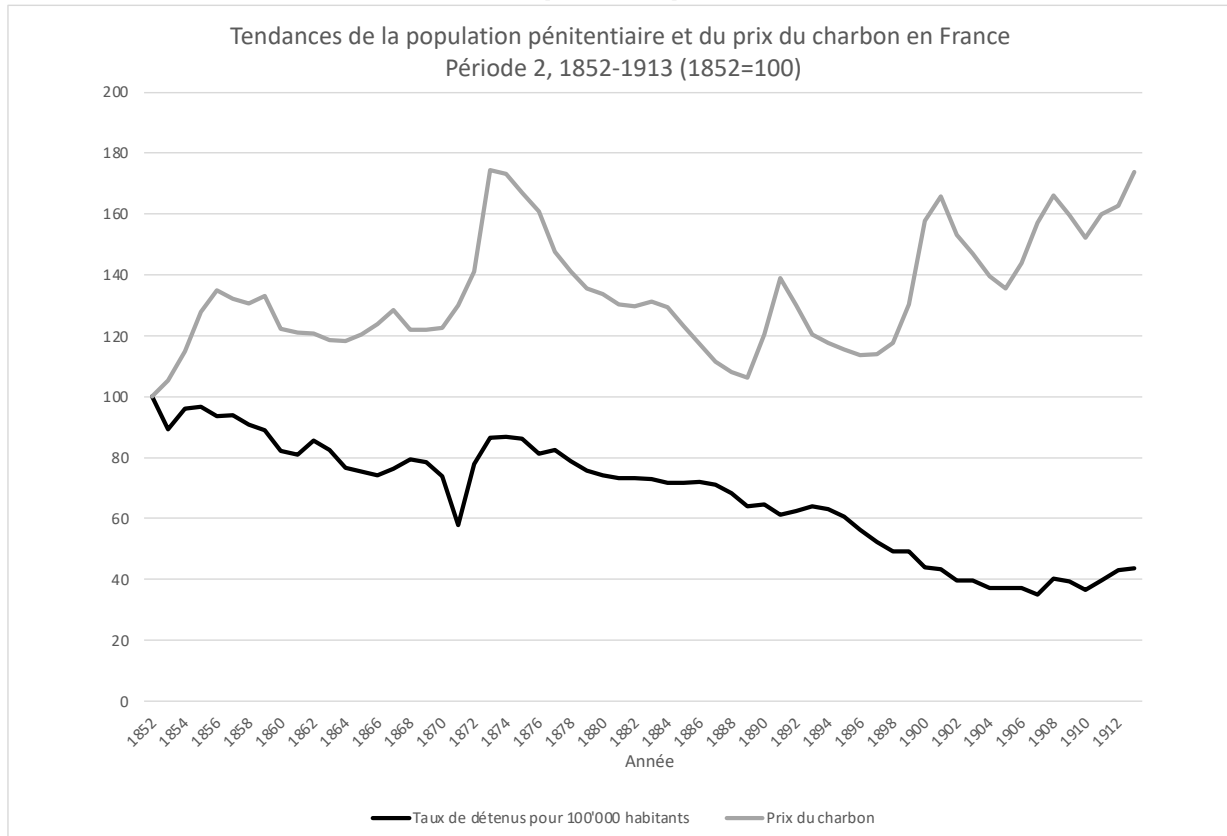
### 1.2.2b Le prix du charbon et la population pénitentiaire

Les tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix du charbon en France dans le contexte de la deuxième période en France sont présentées dans le Graphique 15. Alors que la population pénitentiaire a généralement baissé pendant cette période (-56 %), comme nous l'avons vu, le prix du charbon présente une tendance générale à la hausse (+74 %). Nous constatons d'ailleurs une hausse considérable de ce prix entre 1870 et 1873, époque à laquelle démarre la révolution industrielle en France (Bonin, 1987). En 1873 débute une période de ralentissement de l'économie à l'échelle mondiale, connue comme la Grande Dépression, à laquelle la France, n'échappe pas (Bonin, 1987), ce qui expliquerait l'explosion du prix du charbon que l'on observe dans le Graphique 15. Si cette crise perdure jusqu'en 1896, nous constatons qu'en 1889 les prix du charbon en France repartent à la hausse, quoique de manière instable, enregistrant des hausses et des baisses jusqu'à la fin de la série. Nous constatons les effets potentiels de la Grande Dépression aussi au niveau de la population pénitentiaire, qui augmente à partir de 1871, soit quelques années avant la crise économique. Néanmoins, comme le souligne Bonin (1987), les années qui ont précédé la Grande Dépression de 1873 étaient déjà caractérisées par un effritement de la production industrielle<sup>40</sup>, en quelques sortes freiné par le début de la Révolution Industrielle dans les années 1870. Plihon (2013) constate d'ailleurs que les crises économiques sont habituellement précédées « d'une période de laisser-faire qui amène les gouvernements à sous-estimer les déséquilibres économiques engendrés par leurs politiques libérales » (p. 4). Les effets dépressifs de la crise s'estompent ensuite à la fin du XIX<sup>e</sup> siècle (Plihon, 2013).

---

<sup>40</sup> « Le rythme annuel d'essor de la production industrielle qui (...) dépassait souvent les +3% entre 1815 et 1855 s'effriterait à +2.2% entre 1855-60 et 1890-95 et descendrait au-dessous de +2% entre 1860-65 et 1890-95 » (Bonin, 1887, p. 510).

**Graphique 15 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix du charbon en France entre 1852 et 1939 (1852=100)**



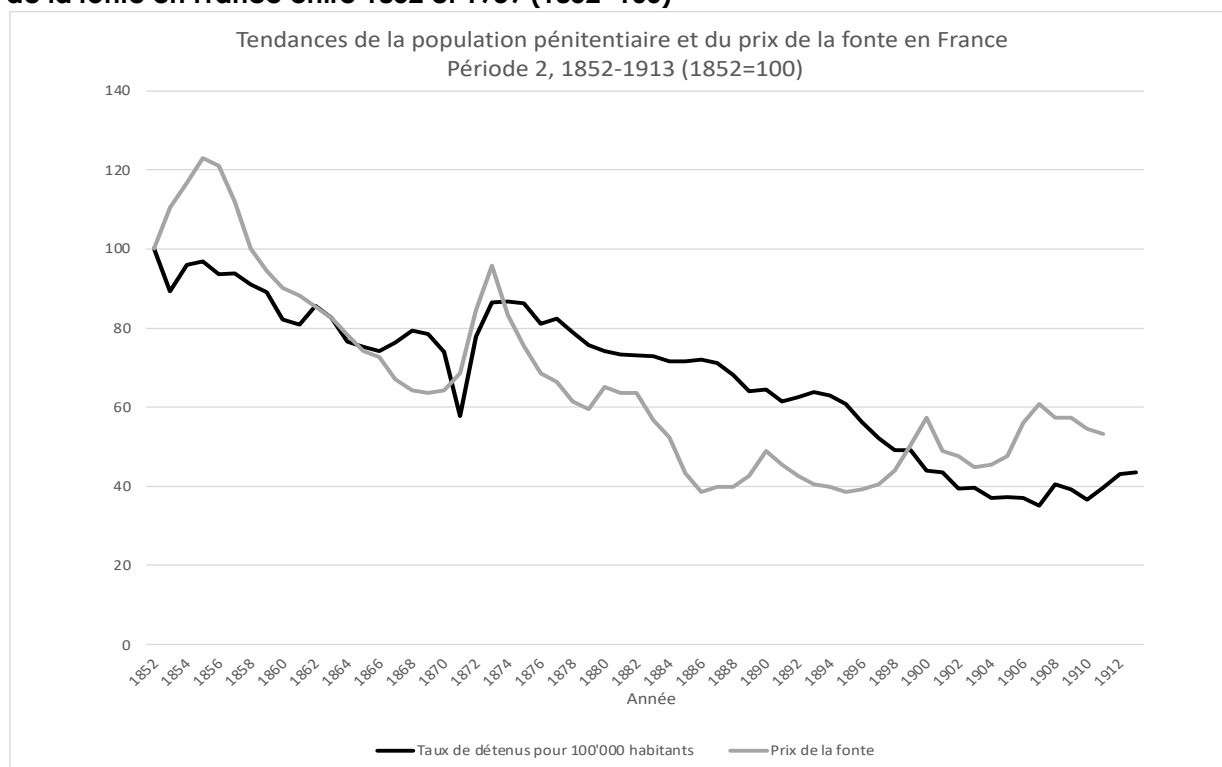
Les résultats des analyses (présentés en détail en Annexe D, Section 2) indiquent non seulement qu'il existe une relation statistique significative à long terme entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln) prix du charbon, mais aussi une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle, les deux suggérant qu'une hausse de la population détenue étant suivie, dans le temps, d'une baisse du prix du charbon. En termes théoriques, il est difficile d'envisager qu'une telle relation puisse se développer dans cette direction c'est pourquoi il est possible que d'autres facteurs, externes, puissent jouer un rôle dans le lien qui ici mis en évidence par les résultats des analyses statistiques. Finalement, l'analyse de corrélation indique que la population pénitentiaire et le prix du charbon sont significativement et négativement liés en termes statistiques, bien que cette relation soit de faible intensité ( $\rho = -0.254$ ,  $p = 0.05$ ).

Au niveau de la relation à court terme, si les résultats sont statistiquement significatifs, indiquant qu'un choc provoqué sur la population détenue est suivi d'une hausse des prix du charbon dans les deux ans qui suivent, seuls 0.3% de la variance du prix du charbon s'expliquerait — du point de vue statistique — par cette hausse provoquée sur la population pénitentiaire. Ce pourcentage étant inférieur à 1% nous considérons qu'il n'existe pas de relation à court terme entre les variables.

### 1.2.2c Le prix de la fonte et la population pénitentiaire

Les tendances de la population pénitentiaire et du prix de la fonte en France entre 1852 et 1911 sont présentées dans le Graphique 16. Nous constatons facilement que les deux variables ont, d'une manière générale, baissé pendant cette deuxième période : le taux de détenus pour 100'000 habitants affiche une baisse de 60 % et le prix de la fonte de 47 % si l'on compare la dernière et la première année sous analyse. L'effet de la Grande Dépression est aussi visible au niveau du prix de la fonte. L'industrie métallurgique a en effet beaucoup été affectée par cette récession économique qui débute en 1873, qui a fait augmenter les prix des métaux (Bonin, 1987 ; Plihon, 2013). La hausse du volume de la population détenue quelques années auparavant peut aussi être expliquée par la récession économique, comme nous l'avons vu lors de l'analyse du graphique précédent (Graphique 15).

**Graphique 16 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix de la fonte en France entre 1852 et 1939 (1852=100)**

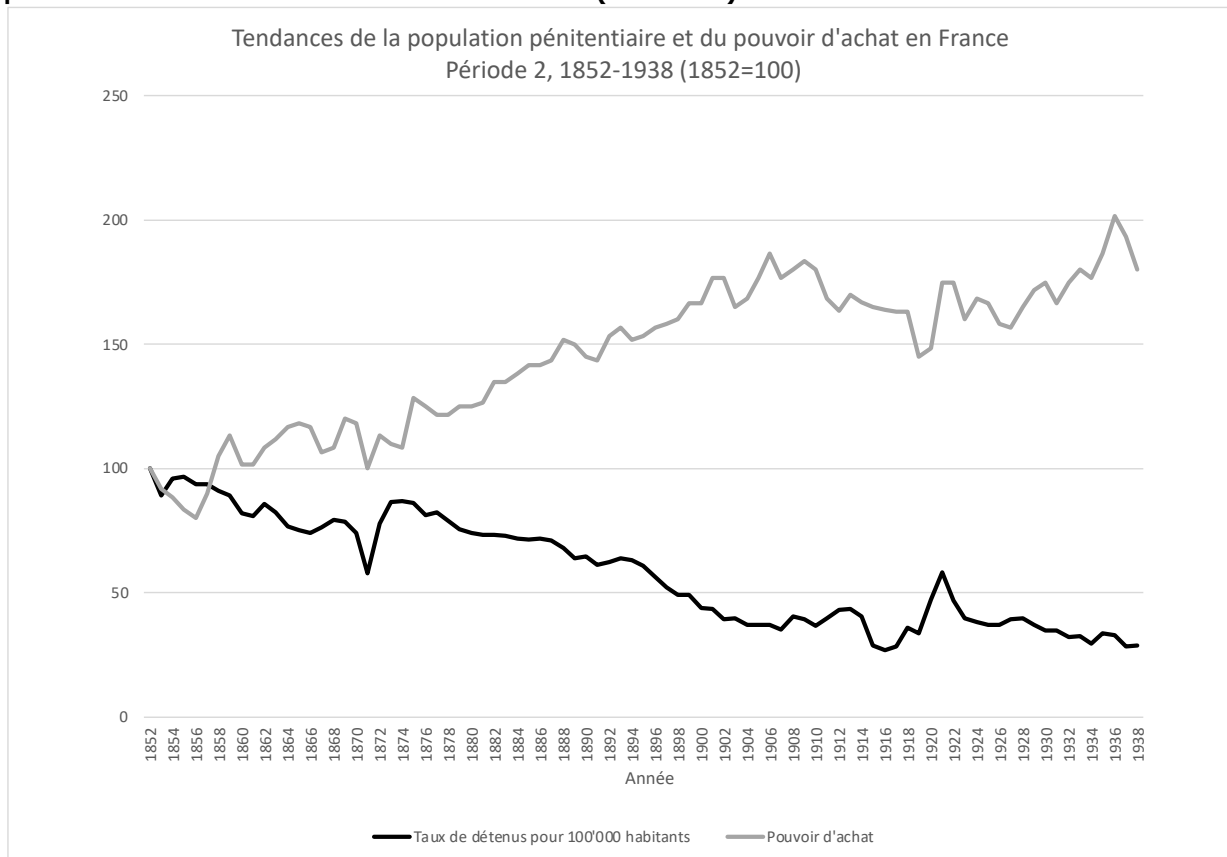


Les analyses conduites sur cette relation (dont les résultats sont présentés en détail en Annexe D, Section 2) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre la population pénitentiaire et le prix de la fonte, en France pendant la deuxième période. Les résultats de l'analyse du lien de causalité à travers la procédure de Toda-Yamamoto vont dans le même sens en excluant l'existence de quelconque relation statistique significative entre les deux variables. Malgré tout, les deux variables sont fortement et négativement corrélées ( $\rho=0.781$ ,  $p<0.01$ ).

### 1.2.2d Le pouvoir d'achat et la population pénitentiaire

Le Graphique 17 affiche les tendances du pouvoir d'achat et de la population détenue en France dans le contexte de la deuxième période. Nous voyons clairement que les deux variables évoluent en sens opposé : alors que la population détenue diminue (-71 %), le pouvoir d'achat présente une hausse qui s'élève à 80 % si l'on compare la dernière et première année sous analyse.

**Graphique 17 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat en France entre 1852 et 1938 (1852=100)**



Les résultats des différentes analyses sur la relation entre le pouvoir d'achat et la population détenue en France dans le cadre de cette deuxième période (présentés de manière détaillée en Annexe D, Section 2) suggèrent qu'il n'y a pas relation de cointégration entre les variables, mais qu'elles sont liées par une relation de causalité unidirectionnelle (au sens de Granger) dans ce sens où tout changement au niveau du pouvoir d'achat se fait suivre, dans le temps, d'un changement en termes de population pénitentiaire. Les variables sont également significativement, négativement et fortement corrélées en termes statistiques ( $\rho = -0.887$ ,  $p < 0.01$ ).

### 1.2.2e Le pourcentage de personnes sans emploi et la population pénitentiaire

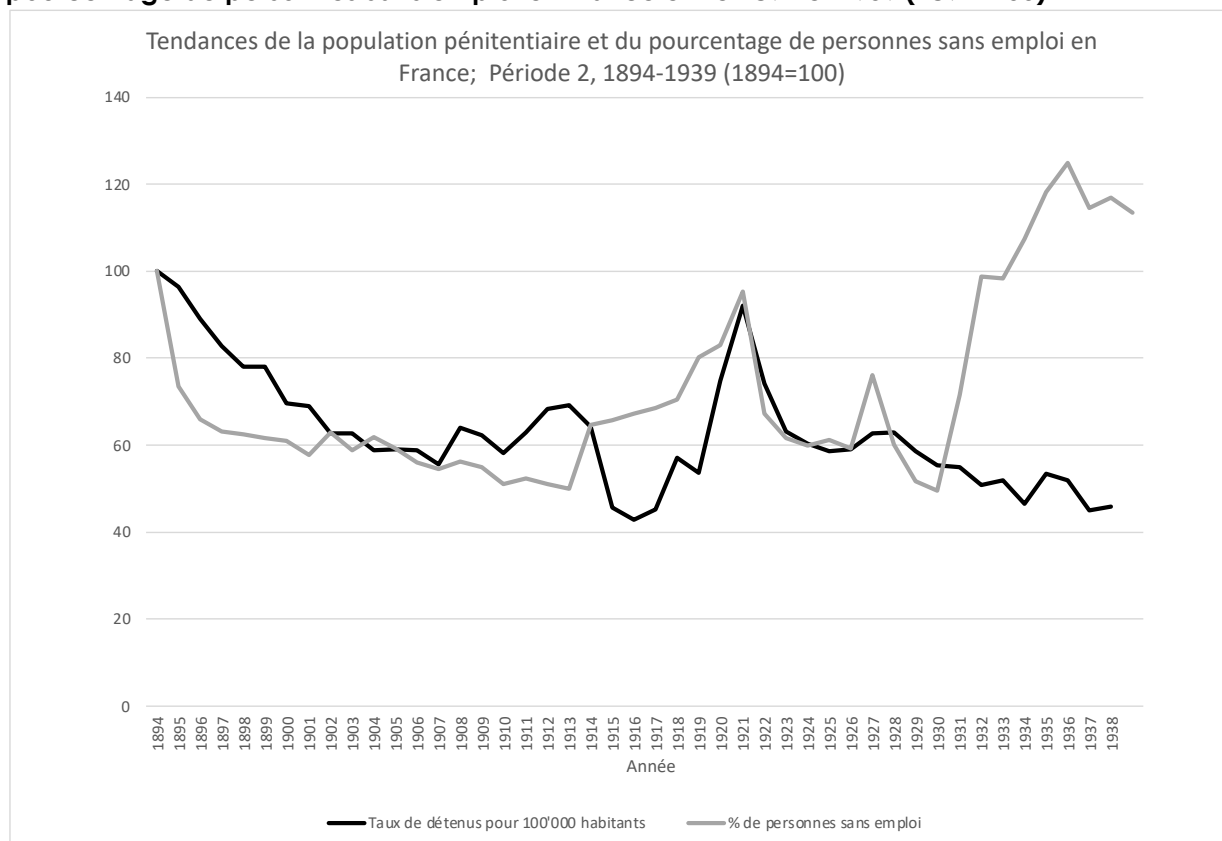
Le Graphique 18 affiche les tendances du pourcentage de personnes sans emploi et de la population détenue en France entre 1894 et 1939. La population détenue affiche une baisse générale (-67 %) — interrompue uniquement durant la période de l'après-Première Guerre mondiale —, alors que le pourcentage de personnes sans emploi a, généralement, augmenté en comparant la dernière et la première année de la série (+14 %). Malgré ces tendances générales opposées, nous pouvons voir que les deux variables présentent une évolution semblable entre 1894 et 1930. Ce n'est qu'à partir de cette année-là que les courbes prennent des directions opposées.

Nous constatons également les effets de la Première Guerre mondiale, qui a, d'un côté, fait grimper le pourcentage de personnes sans emploi jusqu'en 1921 et, d'un autre côté, diminué le volume de la population détenue jusqu'en 1916. Le taux de population pénitentiaire repart ensuite à la hausse pour atteindre un pic en 1921, qui coïncide également avec un pic au niveau du pourcentage de personnes sans emploi. Les deux variables chutent ensuite jusqu'en 1930 et, à partir de là, le volume de la population pénitentiaire continue sa progression à la baisse, alors que le pourcentage de personnes sans emploi explose en conséquence de la crise financière qui s'abat sur le monde en 1929 (Baverez, 1991 ; Plihon, 2013) et qui provoque un effondrement dans le marché de l'emploi (Baverez, 1991). Cet effondrement, ainsi que la diminution de la population active<sup>41</sup>, résultat d'un long déclin de la natalité et des séquelles de la guerre, explique ainsi la hausse vertigineuse de la part de la population sans emploi (Baverez, 1991) que l'on constate dans le graphique.

---

<sup>41</sup> Entre 1831 et 1836 la population active a diminué de 8.5% (Baverez, 1991).

**Graphique 18: Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pourcentage de personnes sans emploi en France entre 1894 et 1939 (1894=100)**



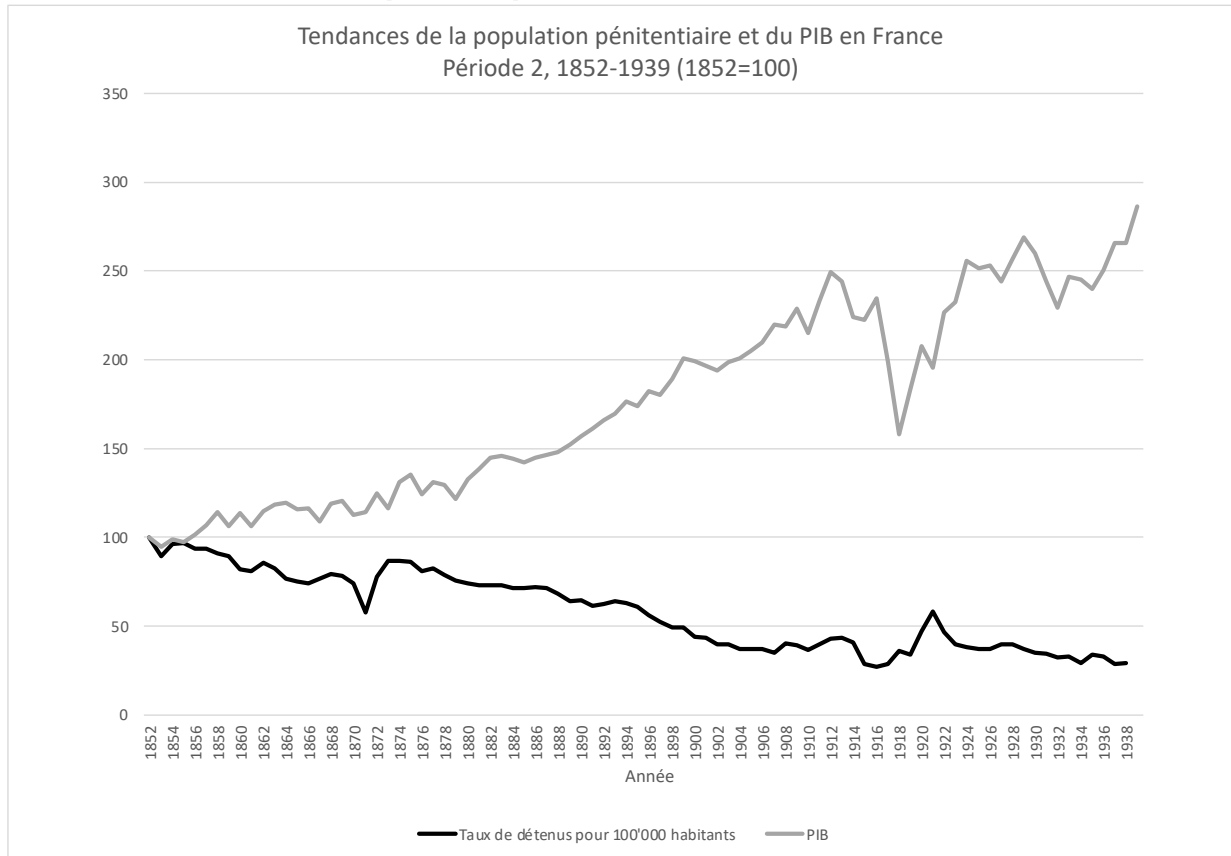
Les résultats des analyses (présentés en détail en Annexe D, Section 2) indiquent, quant à eux, qu'il n'existe, entre la population pénitentiaire et le pourcentage de personnes sans emploi, aucune relation de cointégration ou de corrélation. En revanche, les variables sont liées par une relation causale unidirectionnelle (au sens de Granger) dans ce sens que les changements au niveau de la population détenue précèdent ceux du pourcentage de personnes sans emploi.

### 1.2.2f Le PIB et la population pénitentiaire

Le Graphique 19, dernier graphique de ce sous-chapitre concernant la relation entre économie et population pénitentiaire, traduit les tendances enregistrées au niveau de cette dernière et du PIB en France entre 1852 et 1939. Nous constatons que les deux variables suivent des tendances opposées: alors que le taux de détenus pour 100'000 habitants présente une tendance générale à la baisse, qui se situe dans l'ordre des 79 %, le PIB présente lui une hausse générale de plus de 186 %. La chute du PIB entre 1916 et 1919 est liée à la Première Guerre mondiale et aux conséquences que cette guerre a engendrées.



**Graphique 19 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du PIB en France entre 1852 et 1939 (1852=100)**



Les résultats des analyses statistiques conduites sur la relation entre le PIB et la population emprisonnée en France dans le contexte de la deuxième période (présentées en détail en Annexe D, Section 2) indiquent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution des variables à long terme. Les variables ne sont ainsi pas cointégrées, tout comme elle ne sont pas liées par une relation causale (au sens de Granger). En revanche, elles sont fortement et positivement corrélées au niveau statistique ( $\rho = -0.903$ ,  $p < 0.01$ ).

À court terme, nous constatons un impact très réduit du PIB sur les variations du taux de détenus : sur deux ans, une hausse provoquée sur le PIB explique 0.05% de la variance du taux de détenus. Puisque le pourcentage de variance de la population détenu qui peut être expliqué, en termes statistiques, par une hausse provoquée sur le PIB est inférieur à 1%, nous concluons qu'il n'existe pas de relation à court terme entre les variables.

### 1.2.3. PRINCIPAUX RÉSULTATS DE L'ANALYSE DE LA DEUXIÈME PÉRIODE

Les principaux résultats des analyses de la relation entre la criminalité et le contexte économique d'un côté et la population détenue de l'autre sont présentés dans le Tableau 8. Si les résultats de l'analyse sont statistiquement significatifs, le sens (indiqué par des flèches) ainsi que la nature du lien (+ si positif - si négatif) sont précisés. Si le test ne peut être conduit à cause des

caractéristiques des données, la cellule est marquée d'une croix, mais si ce test ne peut être conduit en raison de l'absence de données, la cellule intègre un tiret.

**Tableau 8 : Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en France dans le contexte de la deuxième période**

		Cointégration	Évolution dynamique des variables...		Causalité	Corrélation (rho)
			À long terme	À court terme (2 ans)		
<b>Criminalité et détention</b>						
Activité Parquets	A. entrées	Non	Non		Oui (D←→P)	Oui (-)
	A. poursuivies		Oui (-/+)*	Oui (-/+)*	Oui (D←→P)	Oui (-)
Activité des tribunaux correctionnels			Oui (+) (Tc→D)	Oui (+) (Tc→D)	Oui (Tc→D)	Oui (+)
Activité des cours d'assises		Non	Non		Oui (D→Ca)	Oui (+)
<b>Économie et détention</b>						
Prix du froment			Oui (+) (Fr→D)	Oui (+) (Fr→D)	Oui (Fr→D)	Oui (+)
Prix du charbon			Oui (-) (D→C)	Non	Oui (D→C)	Oui (-)
Prix de la fonte		Non	Non		Non	Oui (-)
Pouvoir d'achat		Non	Non		Oui (Pa→D)	Oui (-)
% personnes sans emploi		Non	Non		Oui (D→Pse)	Oui (-)
PIB			Non	Non	Non	Oui (-)

**Notes** :\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse du volume d'affaires poursuivies par les parquets alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue.

**Légendes** : D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; P = activité des parquets ; Tc = activité des tribunaux correctionnels ; Ca = activité des cours d'assises ; Fr = prix du froment ; C = prix du charbon ; Pa = pouvoir d'achat ; Pse = pourcentage de personnes sans emploi.

Les résultats pointent vers l'existence de dynamiques à long et court terme entre l'activité des parquets et celle des tribunaux correctionnels et la population détenue (résultats présentés de manière détaillée en Annexe D). Pour ce qui est du lien entre l'activité des parquets et la population détenue, les résultats indiquent que sur 2 ans la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est expliquée à 23.8 % par la variance des affaires poursuivies par ces instances (Tableau\_Annexe D-9). Alors que la variance enregistrée au niveau de cette activité est expliquée à 3.7 % par la variance du volume de la population détenue 2 ans après un changement provoqué sur ce volume (Tableau\_Annexe D-10).

Relativement à l'activité des tribunaux correctionnels, les résultats (présentées de manière détaillée en Annexe D, Section 1) montrent que sur 2 ans 2.9 % de la variance enregistrée au

niveau de la population détenue est expliquée par la variance du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels.

Nous avons également constaté qu'il existe une relation de causalité (au sens de Granger) entre l'activité des parquets (quelle que soit la variable considérée) et la population détenue, bien que la relation causale (au sens de Granger) entre les deux variables soit bidirectionnelle, ou circulaire alors que la relation entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population enfermée est unidirectionnelle, les changements au niveau de la population survenant, dans le temps, après des changements observés au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels. Les résultats suggèrent que (1) une hausse/baisse de l'activité des parquets et de celle des tribunaux correctionnels est accompagnée d'une baisse/hausse de la population pénitentiaire et (2) une baisse/hausse de la population pénitentiaire est accompagnée d'une hausse/baisse de l'activité des parquets.

Au niveau des cours d'assises, s'il n'existe aucune dynamique d'évolution entre les variables, que ce soit à long ou à court terme, il existe tout de même un lien de causalité (au sens de Granger) entre l'activité des cours d'assises et la population de détenus, un lien qui indique qu'au niveau temporel, les changements enregistrés en termes de proportion d'accusés jugés par les cours d'assises précèdent les changements que l'on observe au niveau du volume de la population détenu, ces variables étant aussi fortement et positivement corrélés.

Par rapport au contexte économique, nous avons pu constater qu'il existe une dynamique d'évolution à long et court terme entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le prix du froment. En effet, en provoquant un changement sur le prix de ce bien de consommation, 7.3 % des variations observées dans la population pénitentiaire sur deux ans s'expliquent par ce changement (Tableau\_Annexe D-28). D'un autre côté, si à long terme il existe une dynamique d'évolution négative entre la population enfermée et le prix du charbon, à court terme le pourcentage de variance du prix du charbon expliqué par le volume de la population détenue est inférieur à 1 % (Tableau\_Annexe D-35) ce qui signifie que, selon la définition du concept de dynamique d'évolution à court terme adoptée dans cette recherche, il n'existe pas de relation à court terme entre les variables. L'analyse de causalité d'un autre côté pointe vers l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle où les variations du prix du charbon se produisent, dans le temps, avant les variations de la population détenue.

Finalement, il s'avère que la nature de la relation entre le taux de détenus et le prix de ces deux biens de consommation sont opposés, puisqu'une hausse du prix du froment est suivie d'une hausse de la population détenue, alors qu'une hausse du prix du charbon est plutôt accompagnée d'une baisse du taux de détenus.

Pour conclure, si le prix du froment et le prix du charbon sont les deux seules variables présentant des dynamiques d'évolution à long et court terme avec la population enfermée, il s'avère qu'il existe une relation de causalité unidirectionnelle entre le volume de la population pénitentiaire d'un côté et le pouvoir d'achat et le pourcentage de personnes sans emploi de l'autre, des

relations qui évoluent, néanmoins dans des directions différentes. En effet, les résultats indiquent que les changements du (ln)taux de détenus surviennent après les variations observées en termes de pouvoir d'achat, alors que les modifications du volume de population pénitentiaire précèdent les changements du pourcentage de personnes sans emploi. Finalement, les résultats de l'analyse de corrélation indiquent que ces variables sont faiblement (quoique significativement) liées en termes statistiques.

Les différents résultats permettent finalement de constater que :

1. L'activité des parquets et des tribunaux correctionnels évolue de manière dynamique avec le taux de détenus à court et long terme. Une hausse de l'activité d'une de ces deux instances est suivie d'une baisse de la population détenue.
2. Le prix du froment et le volume de population pénitentiaire évoluent de manière dynamique à court et long terme : une hausse du prix du froment est accompagnée d'une hausse du volume de la population détenue.
3. Le prix du charbon présente une dynamique d'évolution à long terme avec la population détenue, les changements de celle-ci occurring, dans le temps, avant les variations du prix du charbon. En termes théoriques, il semble peu probable que le volume de la population détenue puisse avoir un effet sur le prix des biens à la consommation. Dans ce sens, il est possible que des facteurs externes jouent un rôle sur la relation entre le prix du charbon et le volume de la population détenue, conditionnant, ainsi, les résultats.
4. Le pouvoir d'achat ne présente aucune dynamique d'évolution avec le taux de population détenue que ce soit à court ou à long terme. En revanche, les deux variables sont liées par une relation causale unidirectionnelle : les changements observés en termes de pouvoir d'achat précèdent des changements enregistrés au niveau du volume de la population détenue.
5. S'il n'existe pas de dynamique d'évolution à court et long terme entre le taux de population pénitentiaire et le pourcentage de personnes sans emploi, ces deux variables sont liées par une relation causale unidirectionnelle (au sens de Granger) : tout changement observée en termes de proportion de détenus précède ceux enregistrés au niveau de la proportion de personnes sans emploi.
6. L'ensemble des corrélations ( $\rho$ ) analysées dans le cadre de cette période sont statistiquement significatives.

### 1.3. TROISIÈME PÉRIODE : DE 1946 À 2019

La troisième et dernière période étudiée commence juste après la fin de la Deuxième Guerre mondiale, en 1946, et s'étend jusqu'à 2019.

Selon Julaud (2020), après la Deuxième Guerre mondiale, le désir de vengeance habite le cœur des Français. Les années qui suivent la guerre sont marquées par ce que l'on appelle l'épuration, qui a pour but de punir, partout en France, tous ceux qui ont collaboré avec l'occupant (ou qui sont soupçonnés de l'avoir fait). Cette punition se traduit soit par l'emprisonnement soit par la condamnation à mort, et subséquente exécution. L'instabilité politique s'installe une nouvelle fois en France, qui finit par connaître vingt-cinq gouvernements en seulement douze ans, cette France qui est en même temps occupée à trouver des solutions au problème de la décolonisation (Julaud, 2020). À ce moment, au niveau pénal, l'heure est à la protection de la dignité humaine et au respect de l'être humain, qui se traduit par des lois qui tendent à favoriser la ressocialisation du délinquant et l'individualisation de la peine (*Les grandes dates du Code pénal et du code de procédure pénale*, s. d.).

La fin de la Deuxième Guerre mondiale entraîne avec elle le début de la guerre froide, résultat de l'opposition entre la démocratie capitaliste et le communisme qui ne se terminera d'ailleurs qu'avec la chute du communisme dans les années 1989 (Grosser, 1995).

En 1947, les prix des produits alimentaires ont augmenté de 50 % alors que la progression des salaires a difficilement atteint les 10 %. Les grèves se multiplient et se transforment en insurrections (Julaud, 2020). À partir de 1950, en revanche, l'économie française connaît un développement rapide. C'est année même est voté un salaire minimal (le SMIG) dans le but de combattre l'inflation. C'est aussi à partir de là qu'est développé et instauré en France le volet social, dont le but est de protéger les salariés en permettant la prise en charge en cas de maladie, de vieillissement et d'invalidité et prévoyant même des indemnités en cas de chômage. L'état providence voit le jour (Julaud, 2020).

On assiste aussi, à partir de 1950, à une augmentation spectaculaire des naissances (le fameux baby-boom) : entre 1947 et 1958, la France passe de quarante à quarante-cinq millions d'habitants. En 1952, Antoine Pinay crée un emprunt (portant son nom) à 3.5 %, ce qui a pour conséquence la restauration du franc, l'enrayement de l'inflation et la diminution des dépenses publiques. Ces actions conduisent à l'émergence du nouveau franc qui transforme 100 anciens francs en un seul nouveau franc, ce qui a boosté l'économie française (Julaud, 2020).

En 1954, la naissance du Front de Libération Nationale (FLN), organisation terroriste qui réclame l'indépendance de l'Algérie, la France connaît une série de sabotages, attaques et attentats. La guerre d'Algérie éclate et fait des ravages jusqu'en 1962. En 1958, la V<sup>e</sup> République voit le jour (Julaud, 2020) et en 1959 entre en vigueur le nouveau code de procédure pénale (*Les grandes dates du Code pénal et du code de procédure pénale*, s. d.). L'année de 1968 est, quant à elle, marquée d'un côté par un bon nombre d'arrestations d'étudiants manifestant contre la guerre du Vietnam, et de l'autre par une hausse du SMIG et par la réduction de la

durée du travail pour tous ceux qui font plus de quarante-huit heures hebdomadaires. Le SMIG est remplacé par le SMIC en 1970 (Julaud, 2020).

En 1973, le premier choc pétrolier vient compromettre la croissance économique globale. Partout dans le monde, le chômage augmente et l'inflation aussi. En France, l'année de 1974 marque la fin des trente glorieuses, trente années de croissance économique (de 1945 à 1974), auxquelles se suivront, selon les historiens, *les trente piteuses*. Cette même année, dans le but de combattre l'inflation, une politique d'austérité est mise en place. Les salaires stagnent et les impôts augmentent. En 1979, le monde fait face au deuxième choc pétrolier. La France cherche par tous les moyens à faire des économies, malgré tout, le chômage et l'inflation ne cessent de croître (Julaud, 2020).

La peine de mort est abolie en 1981, la semaine de travail est réduite à trente-neuf heures et en 1982 et la cinquième semaine de congés payés voit le jour. Dans le but de redémarrer la croissance économique, les prestations sociales et le SMIC augmentent. Malheureusement, ces mesures ne suffisent pas à endiguer ni l'inflation ni le chômage. Les impôts augmentent encore et les salaires stagnent à nouveau (Julaud, 2020). En 1983 sont créés des substituts à la peine d'emprisonnement (*Les grandes dates du Code pénal et du code de procédure pénale, s. d.*). À partir de 1986, dans ce contexte de libéralisme économique, le licenciement sans préavis est désormais autorisé, l'impôt sur la fortune disparaît et l'imposition directe fait marche arrière. En 1968, la France connaît une importante vague de terrorisme. Le Revenu Minimum d'Insertion (RMI) est créé en 1988, l'impôt sur la fortune est rétabli et un nouvel impôt qui s'applique à tous les revenus est conçu (Julaud, 2020).

Le nouveau Code pénal entre en vigueur en 1994 (*Les grandes dates du Code pénal et du code de procédure pénale, s. d.*).

Entre 1995 et 2000, la croissance économique progresse et se fait accompagner d'une baisse du chômage. L'Euro est introduit en janvier 2002 et contribue à la chute des taux d'intérêt sur les dettes publiques et à la stabilité des changes, réduisant aussi les coûts d'échange entre les pays et stimulant les investissements (Delaplace, 2003). Si l'introduction de l'Euro est communément tenue responsable de la hausse des prix et de l'inflation, il s'avère que, selon la Banque de France, entre 2000 et 2006, l'inflation annuelle moyenne était de 2.0%, proche des 1.8% enregistré 10 ans auparavant. L'adhésion à l'Euro ne s'est donc pas faite accompagner d'une hausse générale des prix, par contre elle coïncide avec une hausse importante des prix de certains biens à la consommation (Documents & Débats, 2007). Cependant, le constat en 2004 est que la dette publique est toujours conséquente, le déficit public est même le plus élevé d'Europe. En 2008, la crise économique (qui courait sournoisement déjà depuis quelques années) éclate en France (comme dans la plupart des pays). Tous les secteurs sont atteints et en 2010, l'Europe fait face à la crise de la dette (Julaud, 2020).

En 2011, la France s'engage militairement en Lybie. L'ascension de François Hollande à la présidence de la République en 2012 est non seulement marquée par un déficit élevé et une

croissance nulle, mais aussi par le retrait des troupes militaires d'Afghanistan (qui y avaient été envoyées en 2001). C'est aussi en 2012 que l'on assiste au rapprochement de la gendarmerie et de la police au ministère de l'Intérieur ; la sureté est retenue, les peines plancher pour les multirécidivistes (Julaud, 2020) (créés en 2007) (*Les grandes dates du Code pénal et du code de procédure pénale*, s. d.) commencent à être appliquées ; la fiscalité est allégée, la taxe professionnelle supprimée et les heures supplémentaires sont exemptées. Le chômage progresse une nouvelle fois, la récession commence à se redessiner et les impôts (surtout ceux qui concernent la classe moyenne et les entreprises) augmentent à nouveau.

En 2015, la loi Macron, dont le but était de déverrouiller l'économie française, voit le jour, et en 2016 est adoptée la loi du travail, ce qui faisait craindre une réduction des droits des salaires, malgré les promesses de protection et de favorisation de l'embauche. Cette loi, ayant créé de nombreuses manifestations, est finalement adoptée sans votation. La réforme du Code du travail est validée en 2018 (Julaud, 2020).

La fin de l'année 2018 est elle caractérisée par une stagnation du pouvoir d'achat, par une hausse de la pauvreté dans la classe moyenne et par l'augmentation du prix des carburants et des prélèvements sociaux. Le chômage progresse, encore. Face à ce climat, la population française s'engage dans un mouvement de contestation (les gilets jaunes) : des « cafés sont vandalisés, (des) voitures brulées, (des) magasins dévalisés » (p.782) et des monuments historiques tagués. Malgré les dégats, cette contestation aura pour résultats l'augmentation du SMIC, l'annulation de la taxe carbone et la défiscalisation des heures supplémentaires (Julaud, 2020).

En termes économiques, nous constatons que cette période est surtout caractérisée par la hausse du chômage, que nous pouvons parfaitement voir dans le Graphique 26, de l'inflation (Graphique 24) et de la dette publique, ainsi que par la récession économique. La détérioration de l'environnement économique est aussi perceptible au niveau de l'évolution du coefficient de Gini qui, de manière générale, augmente dans le contexte de cette période (Graphique 28). Pour cerner le contexte économique caractéristique de cette troisième période, six variables sont analysées : l'indice de production industrielle, l'inflation estimée, le pouvoir d'achat, le pourcentage de personnes sans emploi, le PIB et le coefficient de Gini.

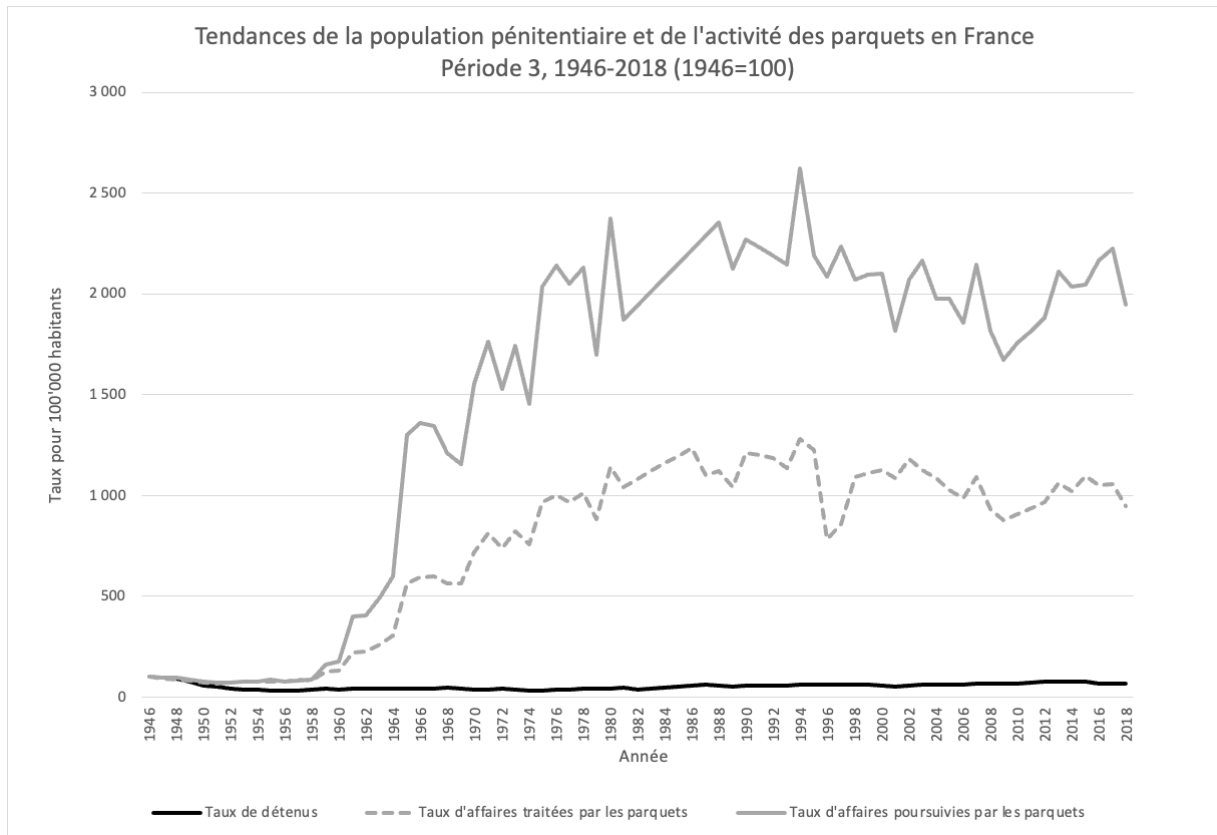
### 1.3.1. CRIMINALITÉ ET DÉTENTION EN FRANCE ENTRE 1946 ET 2019

Afin d'analyser le lien entre criminalité et détention, ce sou-chapitre se divise en trois parties, chacune d'entre elles mesurant la criminalité en ayant recours à des données statistiques reflétant l'activité de chacune des trois instances engagées dans la procédure pénale, c'est-à-dire, les parquets, les tribunaux correctionnels et les cours d'assises.

#### 1.3.1a La criminalité mesurée à travers l'activité des parquets et l'emprisonnement

Les tendances enregistrées au niveau de l'activité des parquets et de la population pénitentiaire en France entre 1946 et 2018 sont affichées dans le Graphique 20.

**Graphique 20 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'activité des parquets (pour 100'000 habitants) en France dans le contexte de la troisième période (1946=100)**



La première chose que nous pouvons constater est la baisse exponentielle de la population pénitentiaire à partir de 1946, sans doute conséquence de la Deuxième Guerre mondiale et de l'arrestation des collaborateurs une fois la guerre terminée. La hausse des condamnations suite à une guerre n'est pas surprenante est a été observée partout dans le monde (Abbott, 1918 ; Rosenbaum, 1940 ; Vanneste, 2001). D'ailleurs, le même phénomène a été observé en France à la suite de la Première Guerre mondiale, comme nous l'avons vu. En baisse pendant environ 10 ans (1946-1956), le taux de population pénitentiaire augmente entre 1957 et 1968, puis baisse une nouvelle fois 1970 et 1975. À partir de là, nous constatons une tendance générale à la hausse jusqu'en 2018 (même si entretemps des périodes de baisse et de hausse s'alternent).

En considérant la période dans son ensemble, et en comparant la première et dernière année de cette période, le taux de détenus pour 100'000 habitants a baissé de 33 %. Toutefois, si on laisse de côté les années comprises entre 1946 et 1956, intervalle pendant lequel ce taux a abruptement chuté à cause de la guerre, nous constatons que le taux de population pénitentiaire a augmenté de plus de 130 %.

Les taux d'affaires traitées et poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants, à l'inverse, sont à leur plus bas niveau après la deuxième Grande Guerre, mais ils expérimentent une augmentation faramineuse à partir de 1959, année à laquelle est aussi introduit le nouveau code de procédure pénale. Ce code prévoit, entre autres, des changements au niveau du rôle



du procureur, qui s'est vu doté d'un plus grand pouvoir en ce qui concerne la supervision et gestion des enquêtes ainsi que la poursuite des affaires en justice, ce qui a aussi entraîné une hausse du travail et des responsabilités des parquets. De plus, le nouveau code de procédure pénale a introduit plusieurs mesures dans le but d'améliorer l'efficacité du système de justice, notamment en termes de délais des enquêtes et des procès, qui ont été raccourcis (Vouin, 1970).

Cette augmentation s'estompe un peu à la suite de la fin de la guerre d'Algérie (qui se termine en 1962). Une fois la guerre terminée, la France met l'accent sur la réconciliation (plutôt que sur la poursuite pour crimes de guerres) et des lois accordant l'immunité de poursuite pour certains crimes de guerre sont adoptées (Shepard, 2006). On assiste aussi à une baisse du taux de criminalité juste après la guerre, le nombre total de crimes enregistrés par la police passe de 733'866 en 1962 à 660'441 en 1965, ce qui représente une baisse de 10%.<sup>42</sup> mais cette n'est que passagère et de courte durée puisque les chiffres, tant de l'activité des parquets que du nombre total de crimes enregistrés par la police, reprennent l'ascenseur immédiatement après pour arriver à un pic en 1994, année à laquelle un nouveau code pénal est introduit .

Ensuite, on observe une diminution jusqu'en 2010, suivi d'une légère hausse à la fin de la série. L'augmentation est plus marquée pour les affaires poursuivies que pour les affaires traitées, ce qui implique que le pourcentage d'affaires poursuivies (sur l'ensemble des affaires traitées) a augmenté. En fait, le taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants en 2018 est 900 % plus élevé que celui de 1946, alors le taux d'affaires poursuivies a augmenté de 1'800 % durant le même laps de temps. Si l'on fait abstraction des douze premières années de la troisième période, c'est-à-dire si l'on compare 1958 — dernière année avec l'ancien code de procédure pénale — à 2018, cette hausse est encore plus vertigineuse (1'050 % et 2'220 % respectivement).

Les résultats de l'ensemble des analyses conduites sur le lien entre l'activité de parquets et la population détenue (présentés en détail en Annexe E, Section 1) nous permettent de conclure qu'il n'existe, à long terme, aucune dynamique d'évolution entre les variables, suggérant que les variables ne sont pas cointégrées. En revanche, les variables sont liées par une relation causale unidirectionnelle (au sens de Granger), que l'on tienne compte du volume d'affaires traitées ou jugées par les parquets, dans le sens où les changements que l'on observe au niveau de cette activité surviennent, dans le temps, après les changements enregistrés au niveau du volume de la population détenue. Il existe également une corrélation statistiquement significative et positive entre la population pénitentiaire et les affaires traitées et poursuivies par les parquets ( $\rho=0.314$ ,  $p=0.01$  ;  $\rho=0.308$ ,  $p=0.01$ , respectivement).

À court terme, une hausse provoquée sur le volume de la population détenue est suivie d'une légère baisse de l'activité des parquets. Sur deux ans, 2.3 % de la variance du (ln)taux d'affaires

---

<sup>42</sup> Source des données : Eurostat

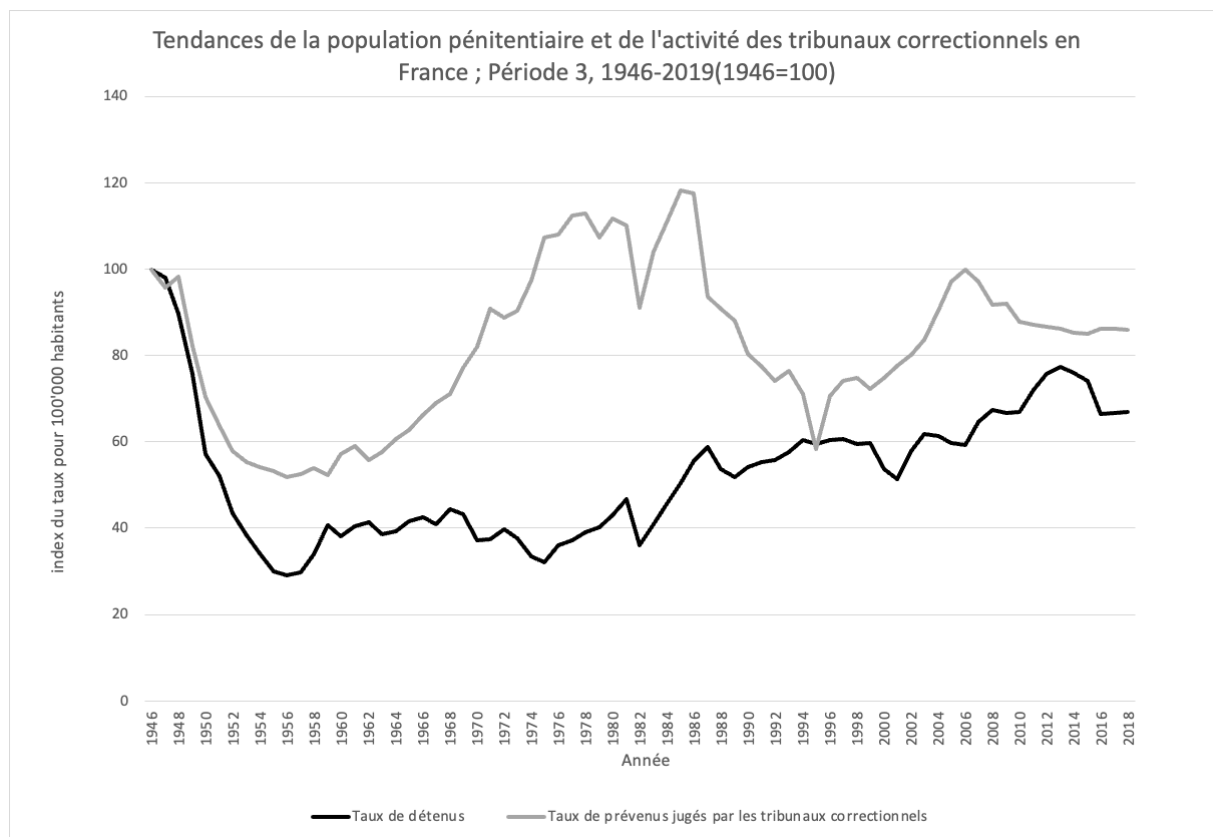
traitées par les parquets pour 100'000 habitants et 3.1 % de la variance du (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants sont expliqués, au niveau statistique, par les variations de la population détenue. En revanche, si le choc est provoqué au niveau de l'activité des parquets, moins de 1% de la variance de la population détenue sur deux ans peut être attribuée à ce choc.

### 1.3.1b La criminalité mesurée à travers l'activité des tribunaux correctionnels et l'emprisonnement

Le Graphique 21 présente les tendances de l'activité des tribunaux correctionnels, mesurée par le taux de prévenus jugés par ces instances pour 100'000 habitants, et de la population détenue en France entre 1946 et 2018. Nous constatons une baisse significative au niveau des deux variables juste après la fin de la Deuxième Guerre mondiale et jusqu'en 1956. En effet, entre 1946 et 1956, le taux de détenus pour 100'000 habitants a diminué de 71 % et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels a baissé de 48 %, atteignant les valeurs les plus basses de la période. En comparant la dernière et la première année de la série (2018 et 1946), la baisse se situe dans l'ordre de 33 % et 13 % respectivement. En revanche, si l'on compare 2018 à 1956, année à laquelle les effets de la guerre semblent s'estomper (graphiquement), nous constatons que la population détenue a augmenté de plus de 130 % et l'activité des tribunaux correctionnels de 67 %.

En 1983, la France introduit des substituts à la peine d'emprisonnement, tels que la réprimande, la médiation le dédommagement, le service communautaire, les programmes de traitement ou encore la surveillance électronique. La décision sur l'application de ces mesures se fait au niveau des parquets, le but principal étant la diminution du recours à la peine d'emprisonnement. Cette introduction a fourni au procureur un ensemble de mesures alternatives à appliquer dans le cas d'infractions de me moindre gravité (Roché, 2007) et depuis, tel que noté par Larsonneur et Pires (2015), on assiste à une augmentation de l'usage de mesures alternatives en France. L'introduction des mesures alternatives peut expliquer, du moins en partie, la diminution du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels qui passe de 986 pour 100'000 habitants en 1983 à 674 en 1994.

**Graphique 21 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France entre 1946 et 2019 (1946=100)**



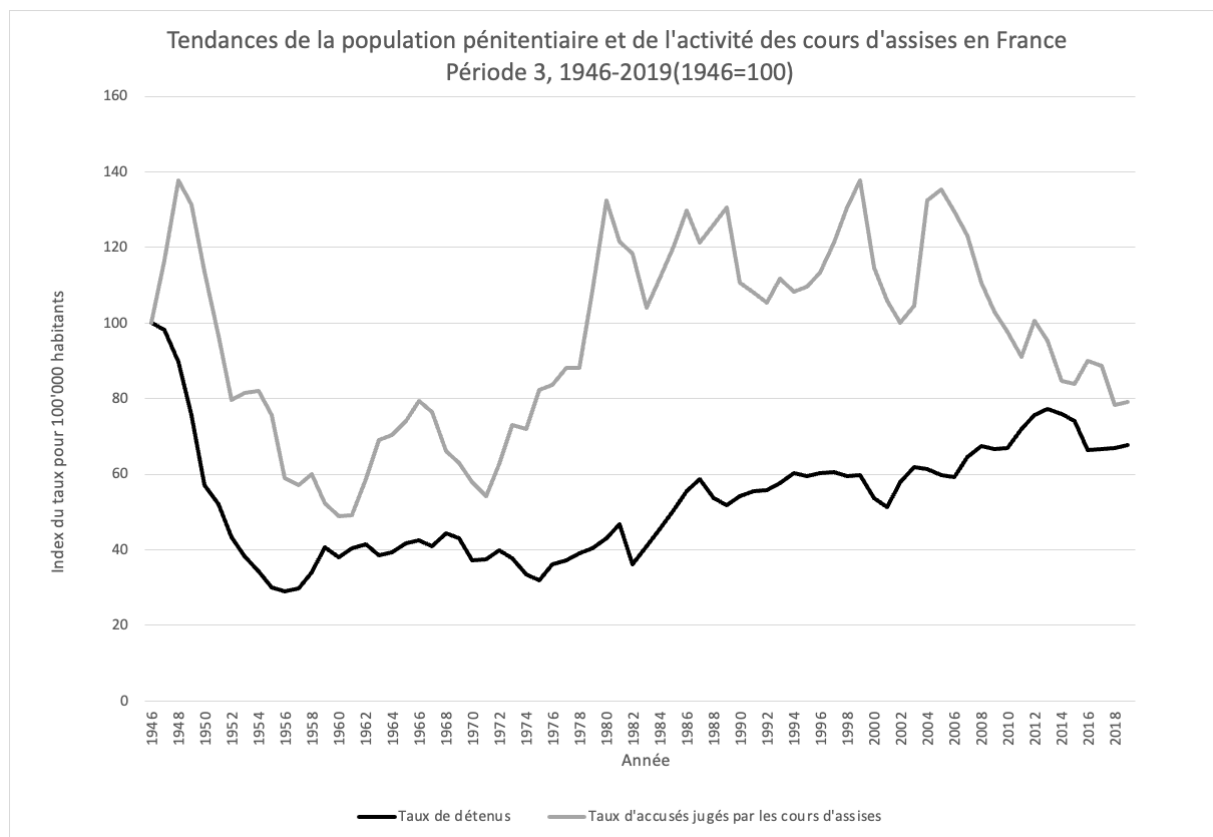
Les résultats des analyses (présentés en détail en Annexe E, Section 1) nous permettent de constater qu'il existe effectivement une relation à long terme entre la population détenue et l'activité des tribunaux correctionnels de sorte que les changements observés au niveau de cette activité précèdent ceux enregistrés en termes de volume de la population enfermée. Les variables sont aussi liées par une relation causale bidirectionnelle (au sens de Granger), indiquant qu'il existe une relation circulaire entre elles. L'analyse du lien de corrélation entre les deux variables, en revanche, indique qu'il n'existe aucune corrélation statistique significative entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population pénitentiaire ( $\rho=0.229$ ,  $p=0.051$ ). Par rapport à l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre les variables, sur deux ans, 4.3 % de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est expliquée par des changements provoqués au niveau l'activité des tribunaux correctionnels et 4.4 % de la variance de l'activité des tribunaux correctionnels est conséquence de la hausse provoquée sur la population pénitentiaire, suggérant que les variables présentent effectivement une dynamique d'évolution à court terme.

### 1.3.1c La criminalité mesurée à travers l'activité des cours d'assises et l'emprisonnement entre 1946 et 2019

Les tendances enregistrées au niveau de l'activité des cours d'assises et de la population pénitentiaire en France entre 1946 et 2019 sont présentées dans le Graphique 22. Entre 1946 et 1948, le taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'00 habitants a progressé de 38 % vraisemblablement à cause de l'arrestation et de la condamnation des collaborateurs, comme nous l'avons vu. À partir de cette année, et jusqu'en 1961, l'activité des cours d'assises chute de 64 %, fort probablement à cause de l'introduction du nouveau code de procédure pénale en 1959, et remonte ensuite jusqu'en 1967 pour baisser une nouvelle fois jusqu'en 1971. Entre 1971 et 1980, le taux d'accusés jugés par les cours d'assises (pour 100'00 habitants) remonte de manière considérable. Cette période est caractérisée par une forte hausse de la criminalité en général (Hassid, 2015 ; Mucchielli, 2009) et du taux d'homicides en particulier (Mucchielli, 2009), qui s'explique, selon Hassid (2015) par la transformation des sociétés occidentales qui, ayant entraînée des changements sociaux et économiques, a augmenté les opportunités liées à la criminalité (selon les fondements théoriques de la théorie des activités routinières de Cohen et Felson, 1979), ce qui a d'ailleurs été constaté en Amérique Latine par Bergman (2018), comme nous l'avons vu.

L'activité des cours d'assises alterne ensuite des périodes de hausse et de baisse jusqu'en 2008, pour ensuite diminuer jusqu'à la fin de la série. Si l'on prend en considération la première et dernière année de la série, nous constatons une baisse générale de 21 % au niveau de l'activité de ces instances. En comparant l'évolution de la population pénitentiaire aux mêmes dates, le taux de détenus pour 100'000 habitants baisse de 10 % entre 1946 et 1948, alors que la diminution de ce taux se situe dans l'ordre des 55 % entre 1948 et 1961. À partir de là, le volume de la population pénitentiaire augmente de 67 % jusqu'à la fin de la série. Entre 1946 et 2019, le taux de détenus pour 100'000 habitants présente une baisse générale de 32 %.

**Graphique 22 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France entre 1946 et 2019 (1946=100)**



Les résultats des différentes analyses (présentés de manière détaillée en Annexe E, Section 1) indiquent qu'il n'existe, à long terme, aucune relation statistique significative entre la population détenue et l'activité des cours d'assises. Les variables ne sont non plus liées par une relation de causalité (au sens de Granger), malgré l'existence d'une corrélation statistique significative, positive et d'intensité modérée entre les deux variables ( $\rho=0.536$ ,  $p<0.01$ ). À court terme, l'activité des cours d'assises n'explique que 0.5 % de la variance de la population détenue, ce qui nous mène à considérer l'inexistence d'une relation à court terme entre les variables.

### 1.3.2. ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT EN FRANCE ENTRE 1946 ET 2019

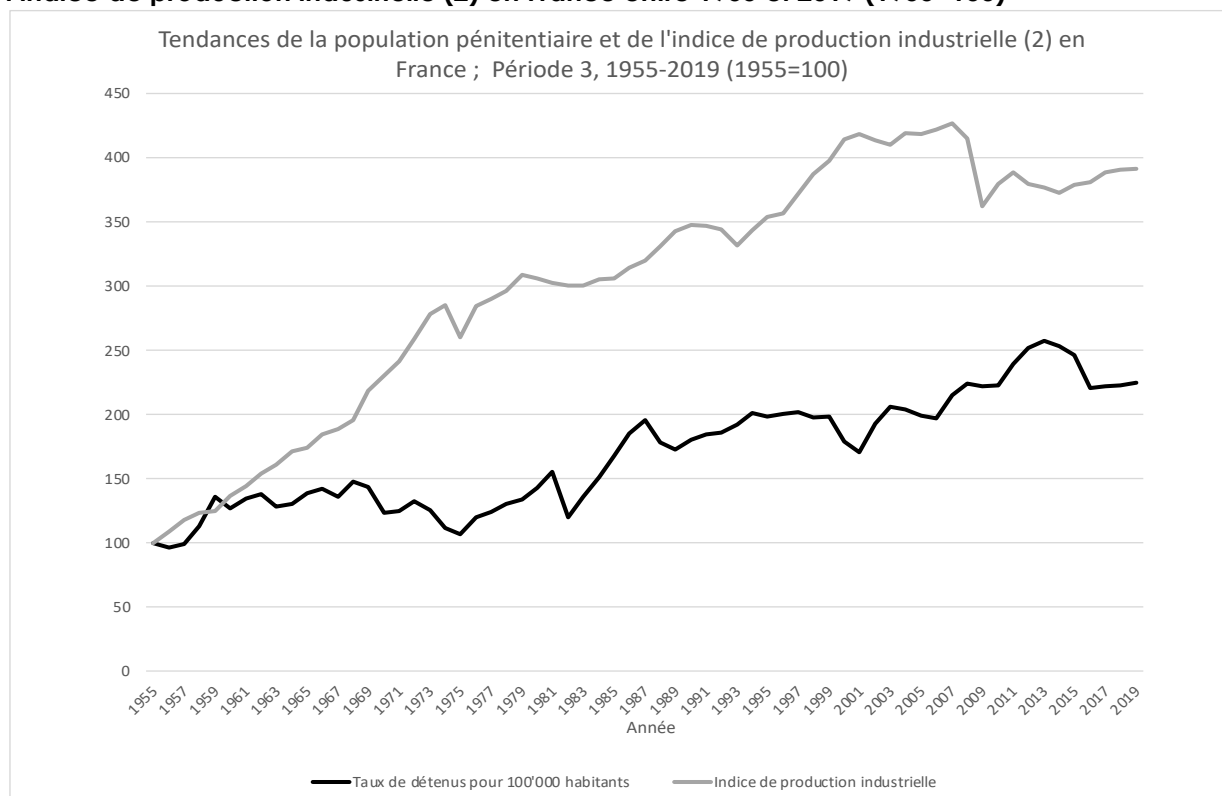
Afin d'analyser le lien entre économie et détention au cours de cette troisième période, six variables économiques sont étudiées : l'indice de production industrielle, l'inflation estimée, le pouvoir d'achat, le pourcentage de personnes sans emploi, le PIB et le coefficient de Gini. Si cette troisième période s'étend sur 73 ans, les données ne sont pas disponibles sur l'entièreté de la période pour l'ensemble des variables c'est pourquoi les années de référence varient au sein des sous-sections dédiées à chacune de ces variables économiques, comme nous le verrons.

#### 1.3.2a L'indice de production industrielle et la population pénitentiaire

Le Graphique 23 affiche les tendances enregistrées au niveau de la population détenue et de l'indice de production industrielle entre 1955 et 2019. Nous pouvons voir que les deux variables

présentent une tendance générale à la hausse. Entre 1955 et 2019, la population détenue a progressé de 124 % alors que l'indice de production industrielle affiche une augmentation de plus de 290 %. Nous constatons également que cette tendance à la hausse est plus régulière au niveau de l'indice de production industrielle (malgré une chute enregistrée entre 2007 et 2008 causée probablement par le début de la crise économique), qu'au niveau du taux de détenus pour 100'000 habitants.

**Graphique 23 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'indice de production industrielle (2) en France entre 1955 et 2019 (1955=100)**



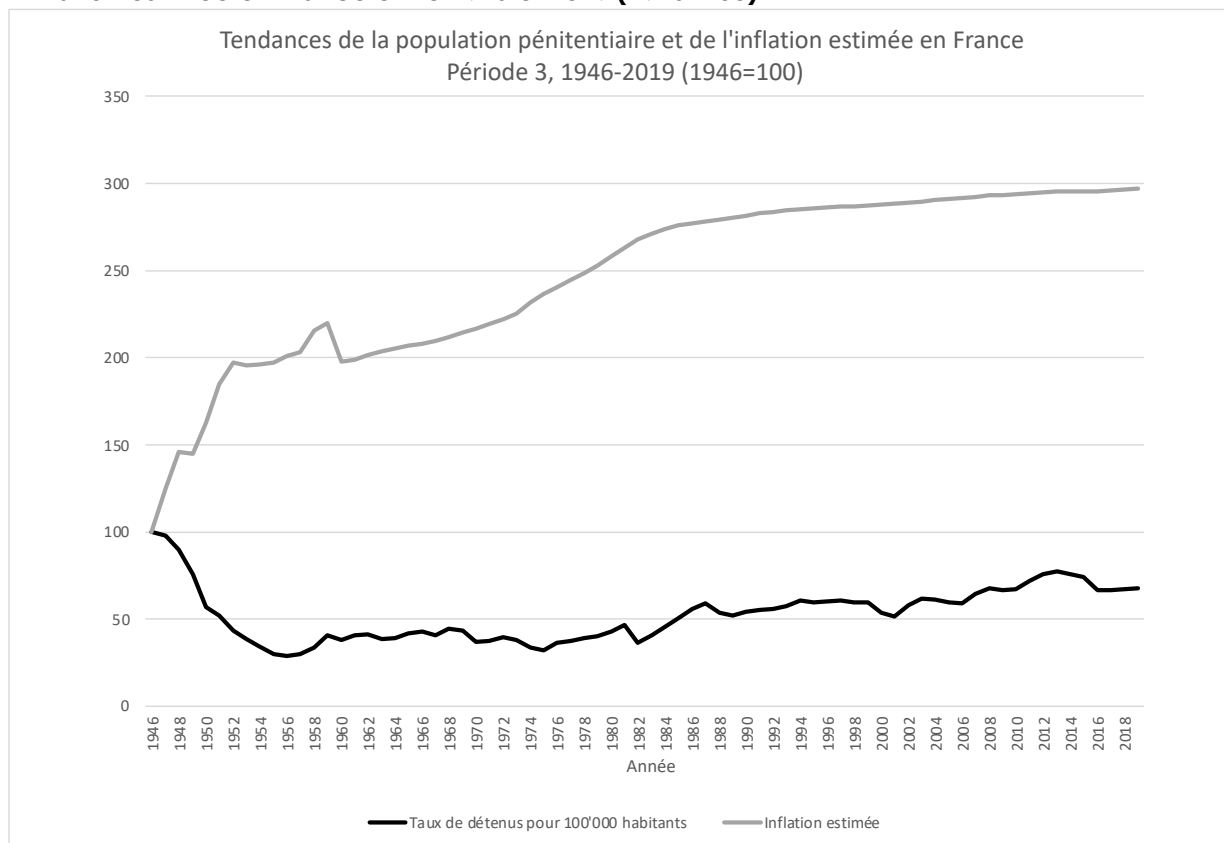
Les analyses conduites (dont les résultats sont présentés en détail en Annexe E, Section 2) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre l'indice de production industrielle et la population pénitentiaire, pas plus qu'il n'existe de relation causale (au sens de Granger) entre les variables. En revanche, l'analyse de corrélation indique que l'indice de production industrielle et le taux de population pénitentiaire (pour 100'000 habitants) sont positivement et fortement corrélés en termes statistiques ( $\rho=0.829$ ,  $p<0.01$ ).

### 1.3.2b L'inflation estimée et la population pénitentiaire

Les tendances de l'inflation et de la population pénitentiaire entre 1946 et 2019 sont présentées dans le Graphique 24. D'une manière générale, tant la population détenue comme l'inflation estimée ont diminué : la population pénitentiaire a diminué de 32 % et l'inflation estimée a chuté de 97 %. Nous constatons, cependant, que le taux de population pénitentiaire pour

100'000 habitants a généralement augmenté entre 1975 et 2019, alors que l'inflation estimée enregistre une hausse entre 1953 et 1981 et baisse à partir de là.

**Graphique 24 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'inflation estimée en France entre 1946 et 2019 (1946=100)**

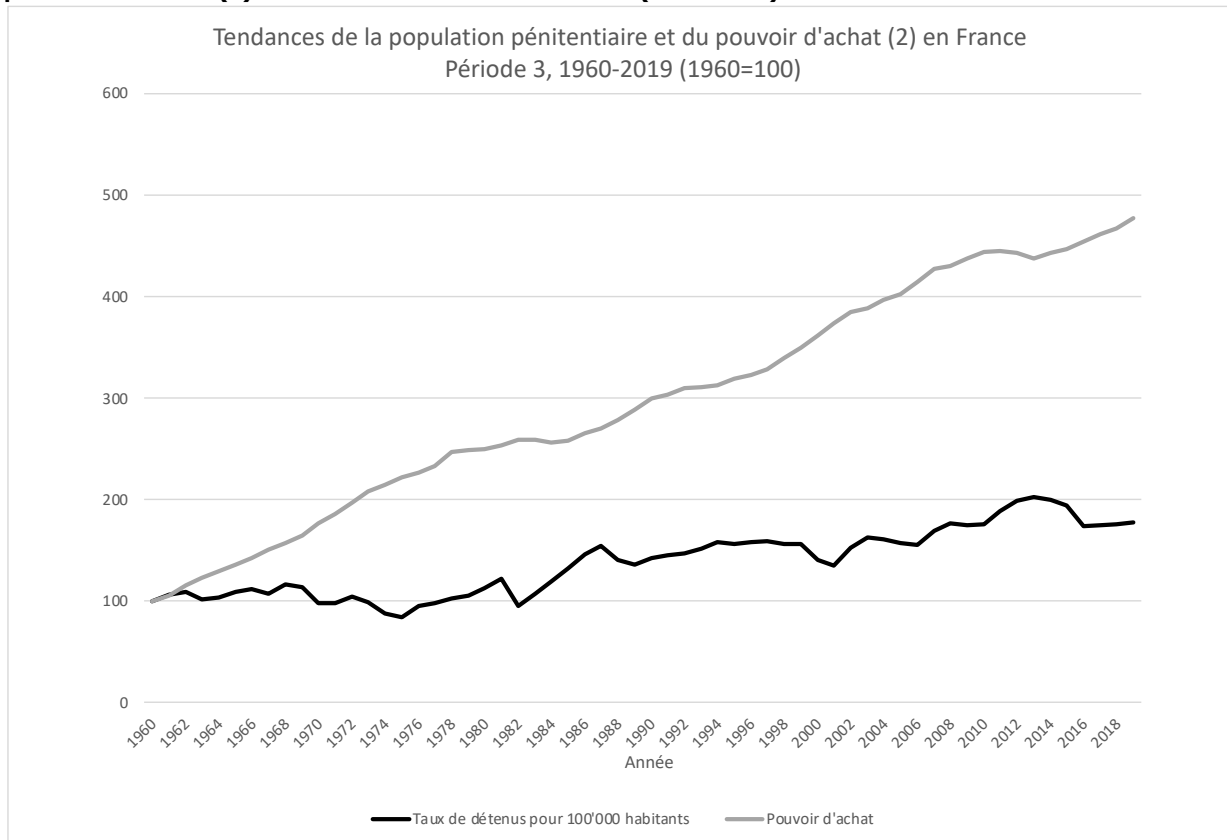


Les résultats des analyses conduites au niveau de la relation entre l'inflation estimée et la population détenue (présentés en détail en Annexe E, Section 2) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre les variables. Au niveau causal (au sens de Granger), il existe un lien unidirectionnel entre les deux variables de sorte que tout changement au niveau de l'inflation estimée est suivi, dans le temps, de variations du volume de la population détenue. Finalement, les variables sont aussi significativement, quoique faiblement, corrélées en termes statistiques, cette corrélation, négative et de faible intensité, suggère que toute hausse/baisse de l'une des variables entraîne une baisse/hausse de l'autre ( $\rho = -0.376$ ,  $p = 0.01$ ).

### 1.3.2c Le pouvoir d'achat et la population pénitentiaire

Les tendances en termes de pouvoir d'achat et de population détenue en France dans le contexte de la troisième période sont présentées dans le Graphique 25. Les deux variables présentent, comme nous le voyons, une tendance générale à la hausse : en comparant 2019 à 1960, le taux de détenus a augmenté de 77 % et le pouvoir d'achat de plus de 370 %.

**Graphique 25 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (2) en France entre 1960 et 2019 (1960=100)**



Les résultats obtenus lors des différentes analyses (présentés en détail en Annexe E, Section 2) indiquent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le pouvoir d'achat en France pendant la troisième période. Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) vont dans le même sens en pointant vers l'inexistence d'une relation de causalité (au sens de Granger) entre ces deux variables. En revanche, les variables sont positivement et fortement corrélées de sorte que toute augmentation de l'une sera suivie d'une hausse de l'autre ( $\rho=0.890$ ,  $p<0.01$ ).

### 1.3.2d Le pourcentage de personnes sans emploi et la population pénitentiaire

Le Graphique 26 affiche les tendances du pourcentage de personnes à la recherche d'emploi et de la population détenue en France entre 1946 et 2019.

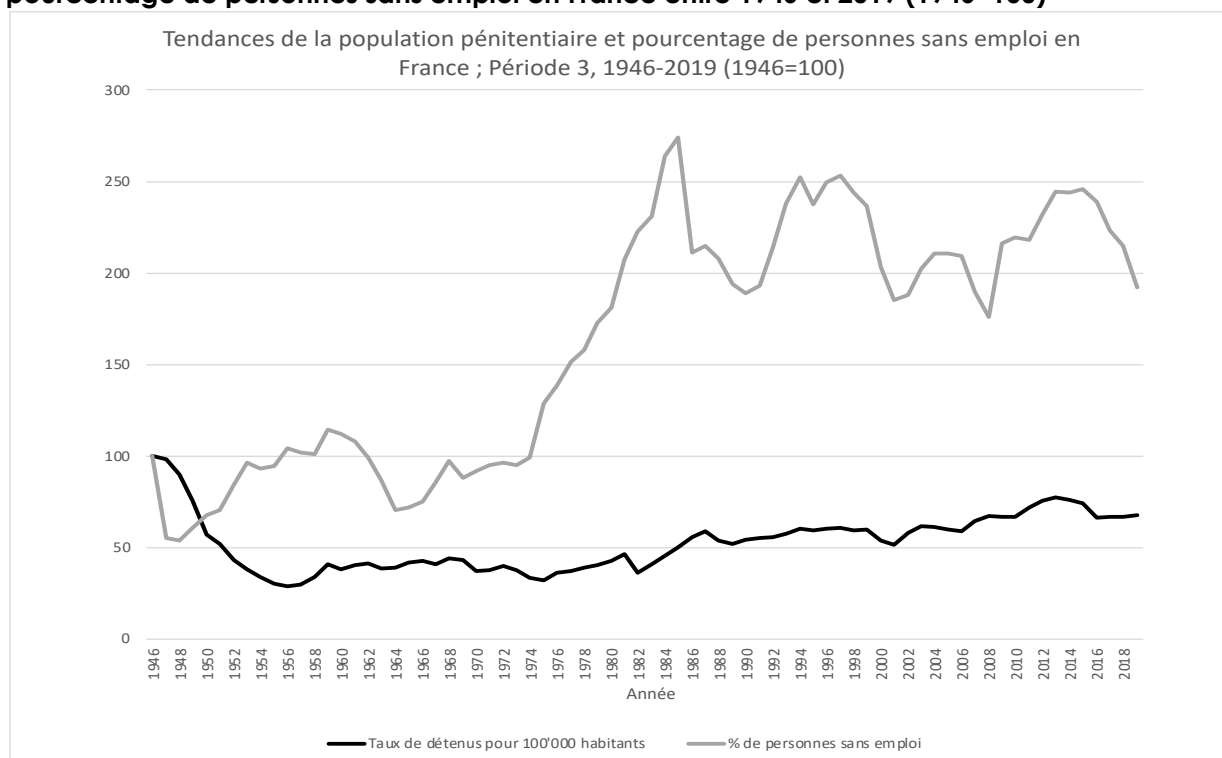
Nous constatons que le pourcentage de personnes sans emploi diminue entre 1946 et 1948, au moment où la France commence à se reconstruire à la suite de la Deuxième Guerre mondiale (Julaud, 2020), pour après augmenter jusqu'en 1960, diminuer une nouvelle fois jusqu'en 1965 et entamer, finalement, une longue période de croissance qui ne s'inverse qu'en 1985. Nous constatons d'ailleurs qu'entre 1974 (juste après le choc pétrolier) et 1985 le pourcentage de personne sans emploi explose considérablement. Avec le choc pétrolier en 1973, le chômage augmente partout dans le monde (Baverez, 1991 ; Julaud, 2020), tout comme l'inflation (Julaud, 2020). L'année de 1974 marque, comme nous l'avons vu, la fin des *trente glorieuses* et c'est



aussi à ce moment que débutent les *trente piteuses*. En 1979, un deuxième choc pétrolier arrive et fait progresser à la hausse la proportion des personnes sans emploi (Julaud, 2020).

À partir de 1985, les périodes de baisse et de hausse du pourcentage de personnes sans emploi s'alternent jusqu'à la fin de la série. Si l'on compare la première et dernière année de la série, le taux de détenus a chuté de 32 %. D'un autre côté, nous pouvons voir que le pourcentage de personnes sans emploi présente une hausse générale de 92 % en comparant 1946 à 2019, atteignant son niveau le plus bas en 1948 (2.3 %) et le plus élevé en 1985 (11.5 %).

**Graphique 26 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pourcentage de personnes sans emploi en France entre 1946 et 2019 (1946=100)**



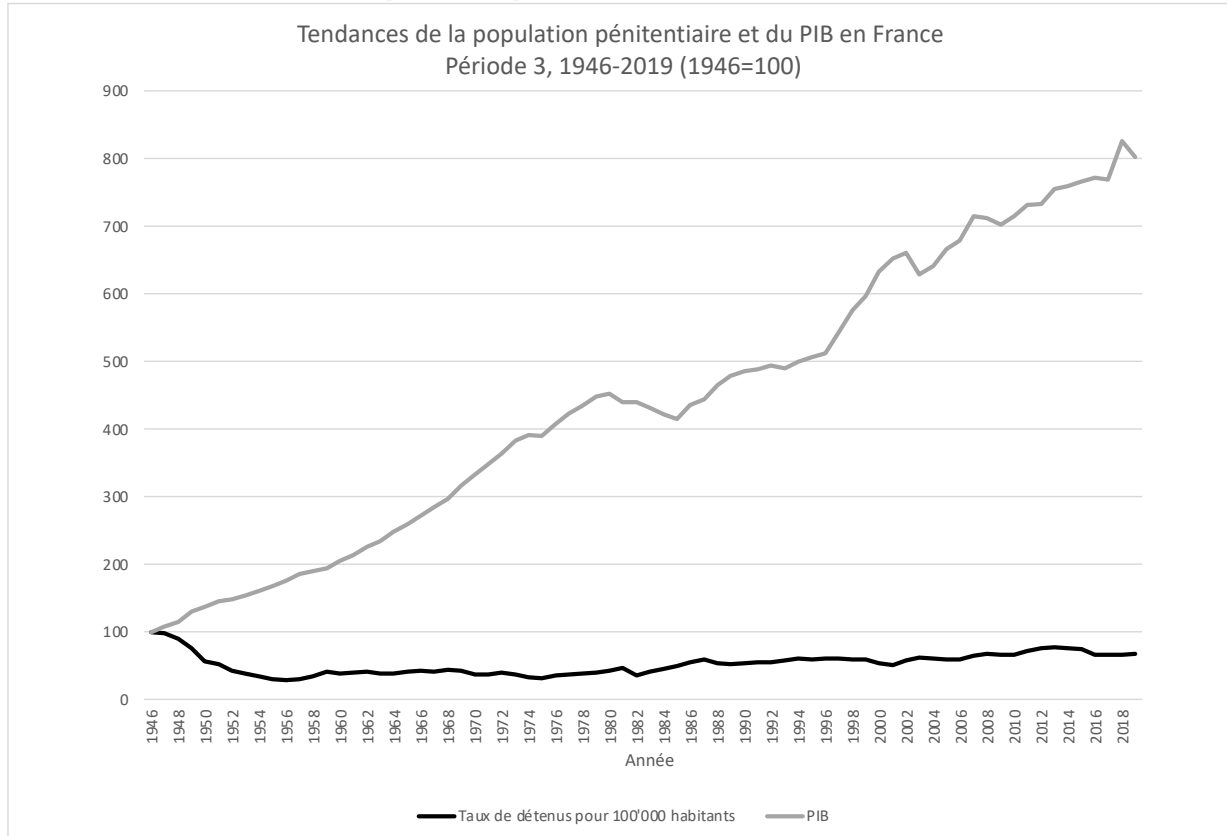
Les différentes analyses conduites sur la relation entre la proportion de personnes sans emploi et la population détenue en France dans le cadre de la troisième période (dont les résultats sont présentés en détail en Annexe E, Section 2) nous permettent de conclure qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le pourcentage de personnes sans emploi. Ces deux variables ne sont pas non plus liées par un lien causal (au sens de Granger), et ce même s'il existe une corrélation statistique positive d'intensité modérée ( $\rho=0.441$ ,  $p<0.01$ ) entre elles.

### 1.3.2e Le PIB et la population pénitentiaire

Les tendances du PIB et de la population détenue en France entre 1946 et 2019 sont présentées dans le Graphique 27. Le PIB affiche une tendance à la hausse qui se traduit par une progression

de plus de 700 % alors que, pendant la même période (1946-2019), le taux de détenus pour 100'000 habitants enregistre une baisse de 32 %.

**Graphique 27 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du PIB en France entre 1946 et 2019 (1946=100)**



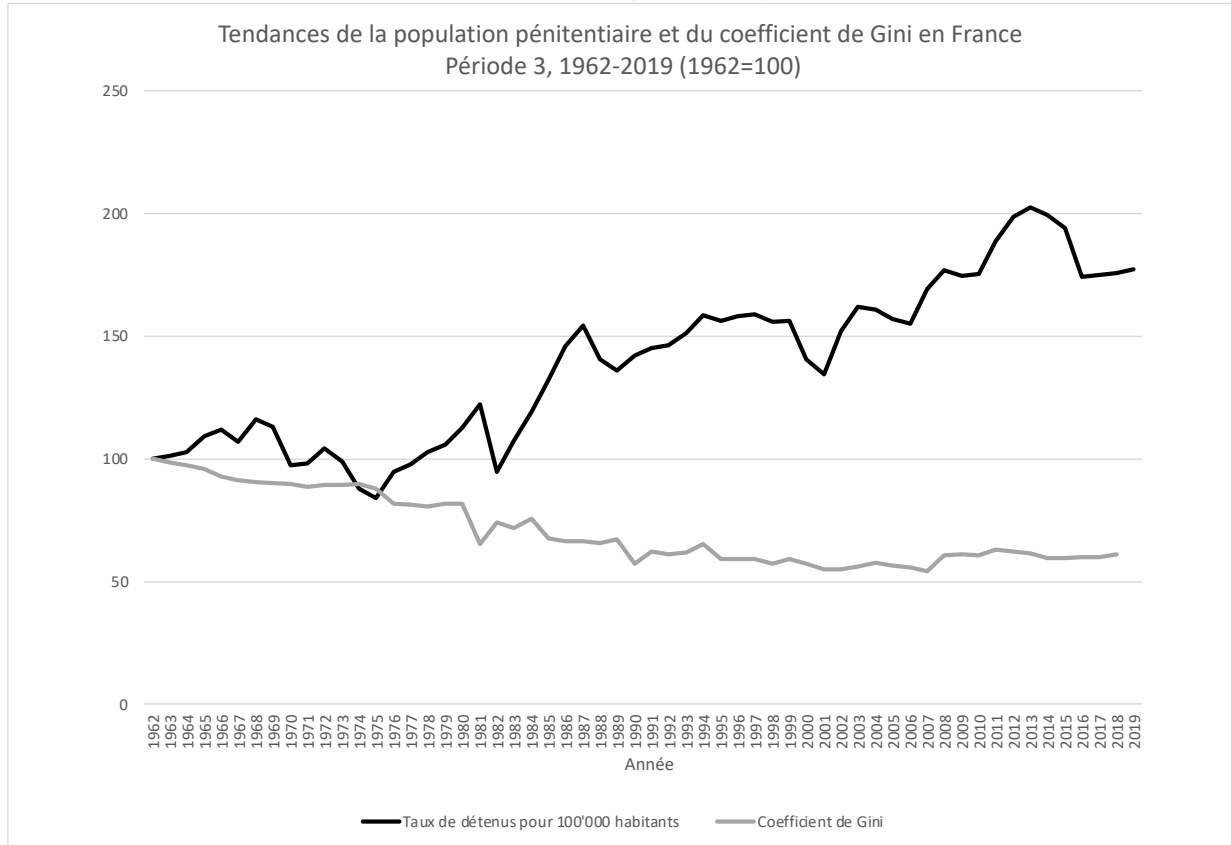
Les résultats des différentes analyses (présentés en détail en Annexe E, Section 2) suggèrent qu'à long terme les changements du PIB précèdent ceux que l'on enregistre au niveau de la population pénitentiaire, et plus concrètement, une hausse du PIB est suivie, dans le temps, d'une hausse de la population pénitentiaire. D'un autre côté, les résultats indiquent également que, en termes statistiques, une hausse la proportion de détenue précède une hausse du PIB. En se penchant sur l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre les deux variables, les résultats de la procédure de Toda-Yamamoto indiquent aussi l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle entre les deux variables. Si l'on tient compte les résultats de l'analyse de corrélation, il s'avère que les deux variables sont positivement et modérément corrélées ( $\rho=0.556$ ,  $p=0.01$ ), ce qui suggère que toute hausse enregistrée au niveau d'une variable entraîne une hausse au niveau de l'autre.

### 1.3.2f Le coefficient de Gini et la population pénitentiaire

Le Graphique 28 affiche les tendances du coefficient de Gini et du taux de population pénitentiaire en France dans le contexte de la troisième période. Nous constatons que les deux variables présentent une tendance générale inverse : alors que le taux de détenus pour

100'000 habitants augmente (+76 %), le coefficient de Gini, mesurant les inégalités sociales, baisse (-36 %).

**Graphique 28 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du coefficient de Gini en France entre 1962 et 2019 (1962=100)**



Les analyses conduites sur la relation entre le coefficient de Gini et la population détenue (dont les résultats sont présentés en détail en Annexe E, Section 2) nous permettent de constater que les deux variables ne sont ni liées par une relation de cointégration ni de causalité (au sens de Granger), même si elles sont négativement et fortement corrélées ( $\rho = -0.735$ ,  $p < 0.01$ ).

### 1.3.3. PRINCIPAUX RÉSULTATS DE LA TROISIÈME PÉRIODE

Le Tableau 9 résume les principaux résultats de l'analyse de la troisième période. Comme nous venons de le voir, il existe une dynamique d'évolution à court et long terme entre la population détenue et l'activité des parquets ainsi que celle des tribunaux correctionnels, alors que l'activité des cours d'assises présente uniquement une dynamique d'évolution à long terme, avec cette même population.

**Tableau 9: Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en France dans le contexte de la troisième période**

	Cointégration	Évolution dynamique des variables...		Causalité	Corrélation (rho)
		À long terme	À court terme (2 ans)		
<b>Criminalité et détention</b>					
Activité des parquets		Oui (-) (D→P)	Oui (-) (D→P)	Oui (D→P)	Oui (+)
Activité des tribunaux correctionnels		Oui (+/-)*	Oui (+/-)*	Oui (D↔Tc)	Non
Activité des cours d'assises		Non	Oui (+) (Ca → D)	Non	Oui (+)
<b>Économie et détention</b>					
Production industrielle		Non	Non	Non	Oui (+)
Inflation estimée		Non	Oui (+) I→D	Oui I→D	Oui (-)
Pouvoir d'achat		Non	Non	Non	Oui (+)
% personnes sans emploi		Non	Non	Non	Oui (+)
PIB		Oui (+) D↔PIB	Oui (+) D↔PIB	Oui D↔PIB	Oui (+)
Coefficient de Gini	Non	Non		Non	Oui (-)

**Notes :**\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse de l'activité des tribunaux correctionnels alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue.

**Légendes :** D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; P = activité des parquets ; Tc = activité des tribunaux correctionnels ; Ca = activité des cours d'assises ; I= inflation estimée ; PIB = PIB.

De manière détaillée, il s'avère que la variance de l'activité des parquets (indépendamment de la variable considérée) explique, sur deux ans, moins de 1 % de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (Tableau\_Annexe E-8 et Tableau\_Annexe E-9), c'est pourquoi nous considérons qu'à court terme les changements à la hausse provoqués sur l'activité des parquets n'impactent pas le volume subséquent de la population détenue. Néanmoins, il s'avère que les variations de la population détenues expliquent, à court terme, environ 3% des variations subséquentes de l'activité des parquets. Nous concluons donc qu'il existe une relation à court

terme entre les variables et que les changements enregistrés au niveau de l'activité des parquets ont plutôt tendance à succéder les variations du volume de la population détenue.

D'un autre côté, nous constatons également l'existence d'une relation de causalité (au sens de Granger) entre la population pénitentiaire d'un côté et l'activité des parquets et des tribunaux correctionnels de l'autre, si bien que dans le premier cas (détenus-parquets) la relation est unidirectionnelle puisque les changements au niveau de l'activité des parquets succèdent, dans le temps, les changements du volume de la population enfermée ; dans le deuxième cas (détenus-tribunaux correctionnels), la relation est bidirectionnelle, n'étant pas possible de savoir si les variations de la population détenue succèdent ou précèdent les changements de l'activité des tribunaux correctionnels.

Finalement, l'analyse de corrélation ( $\rho$ ) nous indique l'existence d'une corrélation statistique positive entre l'activité des parquets et le taux de détenus ainsi qu'entre celui-ci et l'activité des cours d'assises, alors qu'il n'existe aucune corrélation statistique significative entre l'activité des tribunaux correctionnels et le taux de détenus.

Pour ce qui est du lien entre la population pénitentiaire et le contexte économique, nous avons relevé l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre la population pénitentiaire et l'inflation estimée de sorte que, sur 2 ans, 1.6 % de la variance du (ln)taux de détenus peut s'expliquer par la variance de l'inflation estimée. En revanche, aucune dynamique d'évolution à long terme n'a été identifiée, bien que ces deux variables soient liées par une relation causale unidirectionnelle (au sens de Granger), dans le sens où les changements au niveau de l'inflation estimée précèdent, dans le temps, les changements du volume de la population détenue.

Nous avons aussi constaté l'existence d'une dynamique d'évolution à long et court terme entre le (ln)taux de détenus et le PIB. En effet, les résultats indiquent non seulement que ces deux variables sont liées par une relation circulaire, mais aussi que sur 2 ans 1.2 % de la variance du PIB est expliqué par la proportion de détenus et 1 % de variance de cette proportion est, à son tour, expliqué par les changements provoqués sur le PIB, aussi sur 2 ans. Si à court terme cette dynamique se révèle assez timide, au fil du temps l'impact d'une variable sur l'autre augmente, ce qui renforce l'existence d'une dynamique d'évolution à long terme. Le PIB est aussi lié par une relation de causalité (au sens de Granger) avec la population carcérale cette relation est bidirectionnelle, ce qui renforce les résultats obtenus lors de l'analyse des dynamiques à court et long terme.

Finalement, les analyses de corrélation ( $\rho$ ) indiquent l'existence d'une corrélation positive et statistiquement significative entre le PIB et le taux de détenus, de sorte que toute hausse/baisse de l'une est accompagnée d'une hausse/baisse de l'autre, et d'une corrélation négative et statistiquement significative entre l'inflation estimée et le taux de détenus qui indiquerait qu'une hausse/baisse de l'inflation estimée se suivra d'une baisse/hausse du taux de détenus.

De manière générale, les différentes analyses permettent de conclure que :

- Il existe une dynamique d'évolution à court terme entre l'activité des trois instances et le volume de population pénitentiaire : une baisse de l'activité des chacune des trois instances est accompagnée d'une baisse de la population détenue. D'un autre côté, les résultats indiquent que des changements du volume de la population détenue se font suivre de variations au niveau de l'activité des parquets et des tribunaux correctionnels de sorte qu'une baisse du taux de détenus est suivie, dans les deux ans (en termes statistiques), d'une hausse subséquente de l'activité de ces instances.
- À long terme, l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue évoluent de manière dynamique : une baisse de l'activité des tribunaux correctionnels est suivie d'une baisse du volume de la population détenue. D'un autre côté, une baisse du taux de population pénitentiaire s'accompagne d'une augmentation de l'activité des tribunaux correctionnels.
- L'inflation estimée et la population carcérale sont significativement liées (en termes statistiques) à court terme : une hausse de l'inflation est suivie d'une baisse de la population détenue.
- Le PIB et la population détenue présentent une dynamique d'évolution à court et long terme. Il existe, entre les variables, une relation positive circulaire.
- Sur l'ensemble des dix analyses de corrélation ( $\rho$ ), neuf se sont avérées statistiquement significatives.

En général, nous constatons qu'il existe entre l'activité des instances judiciaires et la population pénitentiaire une relation circulaire.

D'un autre côté, une hausse de l'inflation et du PIB est associée à une hausse de la population détenue. Si une hausse du PIB traduit une amélioration de l'environnement économique, une hausse de l'inflation peut aussi bien traduire une amélioration de cette environnement du fait qu'elle coïncide avec la hausse du PIB et du pouvoir d'achat.

Finalement, nous pouvons voir, encore une fois, que les résultats divergent en termes de significativité statistique en fonction de la technique d'analyse de données utilisée.

## 2. Analyse globale (1831-2019)

Au long de la section précédente, nous nous sommes penchés sur l'évolution de la criminalité (mesuré par l'activité des différentes instances impliquées dans la procédure pénale), de l'économie et de la détention en France en fonction de trois périodes distinctes ayant été identifiées en fonction de l'évolution du taux de population pénitentiaire en France. Si les données relatives à l'activité des trois instances impliquées dans la procédure pénale française sont disponibles entre 1831 et 2019, nous avons vu que la disponibilité des données relatives aux différents indicateurs économiques considérés dans le cadre de cette recherche variait en fonction de la période considérée, aussi en raison de leur pertinence en tant qu'indicateur économique stratégique pour ladite période<sup>43</sup>.

Dans cette nouvelle section, nous proposons maintenant une analyse générale de l'évolution de la criminalité, de l'économie et de la détention en France, ainsi qu'une étude des liens entre ces variables sur l'ensemble de la série chronologique, soit entre 1831 et 2019.

Cette section intègre, tout d'abord, une analyse des tendances générales de l'emprisonnement en France entre 1831 et 2019 puis une présentation des résultats de l'analyse du lien entre criminalité et emprisonnement entre 1831 et 2018/9 (la dernière année de la série varie en fonction des variables), où la criminalité est, comme nous le savons, mesurée à travers l'activité des instances impliquées dans les différentes phases de la procédure pénale (parquets, tribunaux correctionnels et cours d'assises). Ensuite, nous nous penchons sur l'analyse des liens entre le contexte économique et la détention en fonction des trois variables économiques (comme nous le verrons) pour finalement présenter une synthèse de l'ensemble des résultats obtenus dans le contexte de l'analyse globale.

### 2.1. LES TENDANCES DE L'EMPRISONNEMENT EN FRANCE

Le Graphique 29 présente la distribution du taux de détenus pour 100'000 habitants entre 1831 et 2019. Un premier résultat frappant qu'offre l'analyse visuelle de ce graphique est la similitude du taux de détenus lorsqu'on compare 2019 à 1831 (+2.0 %). Il s'avère, néanmoins, qu'entre-deux, les périodes de hausse et de baisse s'alternent. Entre 1831 et 1851, le taux de détenus pour 100'000 habitants s'accroît de 12 %, puis il entame une période de baisse générale jusqu'à la veille de la Deuxième Guerre mondiale (1939). Cette année-là, le taux de détenus est 70 % plus faible qu'en 1851 et même 74 % plus bas qu'en 1831. Nous constatons tout de même qu'au long de ces 78 ans (1851-1939), le taux de détenus pour 100'000 habitants a augmenté de 24 % entre 1907 et 1913 (juste avant la Première Guerre mondiale), puis baissé de 11 % vers la fin de cette même guerre.

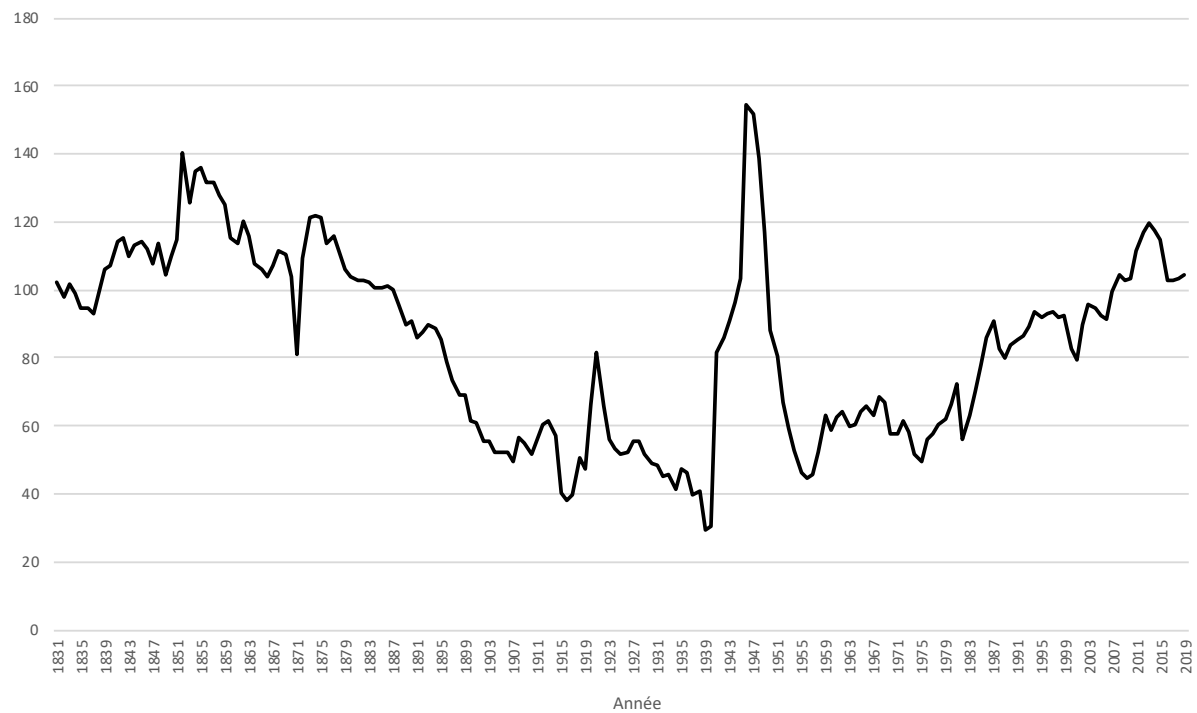
---

<sup>43</sup> Pour rappel, et à l'image de ce que Vanneste (2001) a fait, nous nous sommes appuyés sur l'examen de l'histoire de la France afin de dégager des indicateurs économiques particulièrement stratégiques pour chacune des trois périodes identifiées.

Plusieurs auteurs (comme Abbott, 1918, Rosenbaum, 1940, ou Vanneste, 2001) rendent compte d'une baisse du nombre de détenus pendant les périodes de guerre, comme nous l'avons déjà vu, et s'accordent à dire que cette baisse peut s'expliquer par l'engagement de jeunes hommes dans l'armée qui à ce moment ne sont plus en mesure de commettre des délits ou, s'ils le commettent, ne sont pas jugés par un tribunal ordinaire (Abbott, 1918 ; Rosenbaum, 1940). Cela se traduit par une baisse générale de la criminalité, des condamnations et des populations détenues dans la mesure où la proportion d'hommes impliqués dans la délinquance, condamnés et emprisonnés est majoritaire par rapport aux femmes. Nous constatons d'ailleurs qu'en périodes de guerre, les condamnations de femmes augmentent par rapport au total de condamnées, ce qui peut s'expliquer soit par une hausse effective du nombre de femmes condamnées, soit par la baisse de la proportion d'hommes condamnés, soit. Dans la première édition du Précis de Criminologie, Killias (1991) présente un graphique sur les tendances des condamnations en Suisse entre 1934 et 1950. Le graphique montre que la baisse des condamnations totales était surtout conséquence de la baisse des condamnations des hommes en vertu du droit pénal ordinaire puisque les condamnations des femmes sont restées relativement stables. Cela implique qu'en période de guerre, le fait d'utiliser le pourcentage de femmes condamnées ou emprisonnées sur le total de personnes détenues, respectivement détenues, comme indicateur de l'implication des femmes dans la délinquance constitue une erreur méthodologique grave (Killias, 1991).

À l'analyse du Graphique 29, il semblerait que le taux de détenus a considérablement augmenté pendant la Deuxième Guerre mondiale, alors que, comme nous venons de le voir, durant une guerre, on assiste en général à une baisse des condamnations prononcées par les tribunaux ordinaires. Cette contradiction s'explique par l'estimation des données manquantes qui ont été faites pour les besoins de l'analyse de séries temporelles, qui nous a forcés à combler les données manquantes sous peine de ne pas être en mesure d'analyser les données. Nous avons ainsi interpolé les données relatives aux années touchées par la Deuxième Guerre mondiale, ce qui explique l'augmentation du taux de détenus que nous pouvons observer dans le Graphique entre 1940 et 1946. Dans la pratique, ce sont sûrement les arrestations qui ont eu lieu à la fin de l'occupation (notamment celles des collaborateurs) qui expliquent le taux observé en 1946.



**Graphique 29 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1831 et 2019**

Un phénomène semblable peut être constaté lorsqu'on compare l'évolution de la population pénitentiaire avant et après la *Grande Guerre* (la Première Guerre mondiale). La période qui s'ensuit est caractérisée par une hausse de la population détenue jusqu'en 1922, et par une nouvelle chute jusqu'en 1939, soit à la veille de la Deuxième Guerre mondiale. À la fin de cette dernière, nous pouvons constater une augmentation exponentielle du taux de détenus pour 100'000 habitants qui se situe dans l'ordre des 400 %. Ainsi, si l'éclatement d'une guerre a pour conséquence une baisse de la criminalité, des condamnations et de l'emprisonnement (qui n'est malheureusement pas visible dans le Graphique 1 à cause de l'interpolation des données manquantes), cette baisse n'est que passagère puisqu'une fois la guerre finie s'en suit une augmentation conséquente de la criminalité, des condamnations et de l'emprisonnement, comme l'ont constaté Abbott (1918), Rosenbaum (1940) et Vanneste (2001). La baisse des taux d'emprisonnement pendant la guerre civile états-unienne qui a eu lieu entre 1861 et 1863 et la multiplication par quatre du nombre de détenus à Auburn (USA) sont de bons exemples (Abbott, 1918 ; Rosenbaum, 1940 ; North American Review, 1866) de ce phénomène. Les dix années qui suivent la fin de la Deuxième Guerre mondiale (1946-1956) sont caractérisées, à l'inverse, par une chute conséquente du taux d'emprisonnement (71 %), qui remonte ensuite de manière générale jusqu'à la fin de la série de sorte qu'en 2019, le taux de détenus pour 100'000 habitants est environ 130 % plus élevé qu'en 1956.

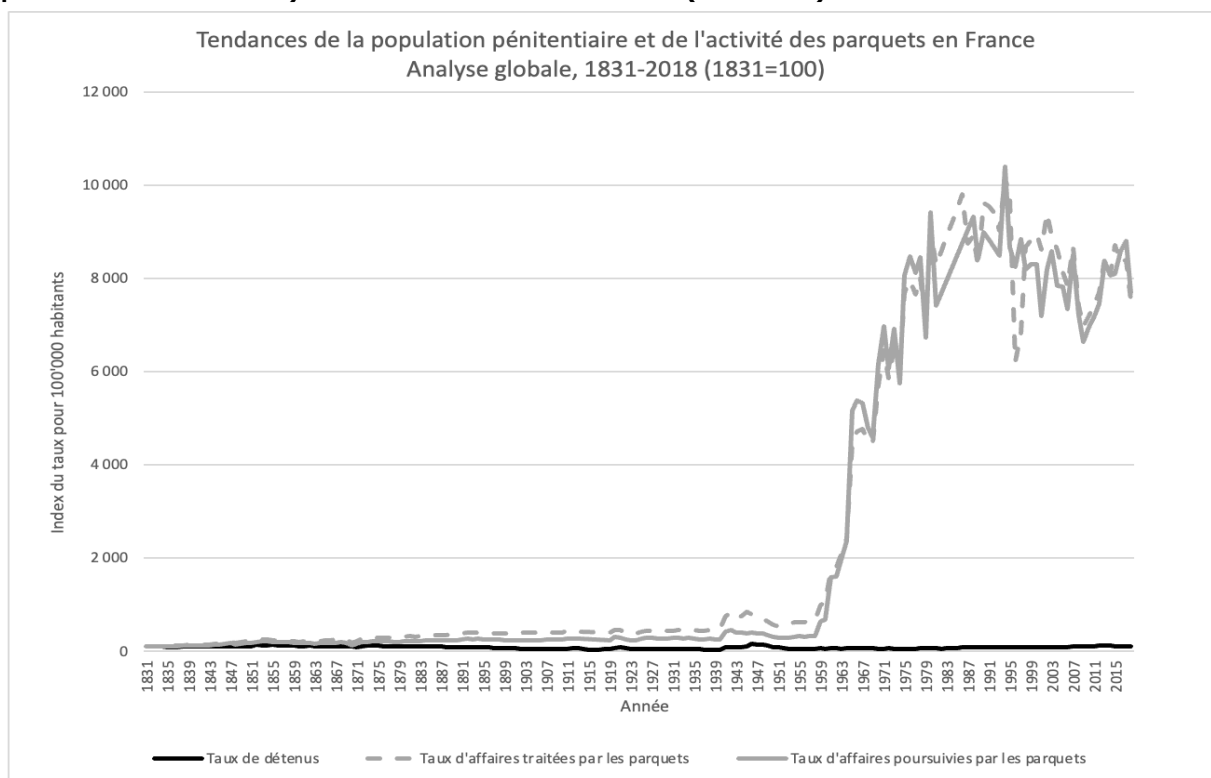
## 2.2. L'ACTIVITÉ DES INSTANCES IMPLIQUÉES DANS LA PROCÉDURE PÉNALE

Entre 1831 et 2019, nous constatons que l'activité de deux des trois instances engagées dans la procédure pénale a augmenté. La hausse la plus forte est celle de l'activité des parquets (plus de 7'000 %). Pour ce qui est de l'activité des deux autres instances, le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels a progressé de 7.4 % (entre 1831 et 2018) et celui des accusés jugés par les cours d'assises a enregistré une baisse générale de plus de 80 %.

### 2.2.1. L'ACTIVITÉ DES PARQUETS ET LE STOCK DE DÉTENUS

Le Graphique 30 donne un aperçu de l'évolution de la population pénitentiaire et l'activité des parquets mesurée par le taux d'affaires traitées et poursuivies par ces instances (pour 100'000 habitants) entre 1831 et 2018. À première vue, il ne semblerait pas que le taux de détenus pour 100'000 habitants évolue de manière similaire à cette activité. Nous constatons d'ailleurs que le taux de détenus est resté relativement stable, alors que l'activité des parquets enregistre une tendance générale à la hausse, quelle que soit la variable considérée.

**Graphique 30 : Tendances du taux de détenus et de l'activité des parquets (toutes les variables pour 100'000 habitants) en France entre 1831 et 2019 (1831=100)**



Les résultats des différentes analyses (présentés en détail en Annexe F, Section 1) indiquent qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables, ce qui implique qu'elles ne présentent pas de dynamique d'évolution à long terme. En revanche, l'activité des parquets et la population détenue sont non seulement liées par une relation causale unidirectionnelle (au sens de Granger), indiquant que les modifications de l'activité des parquets précèdent celles

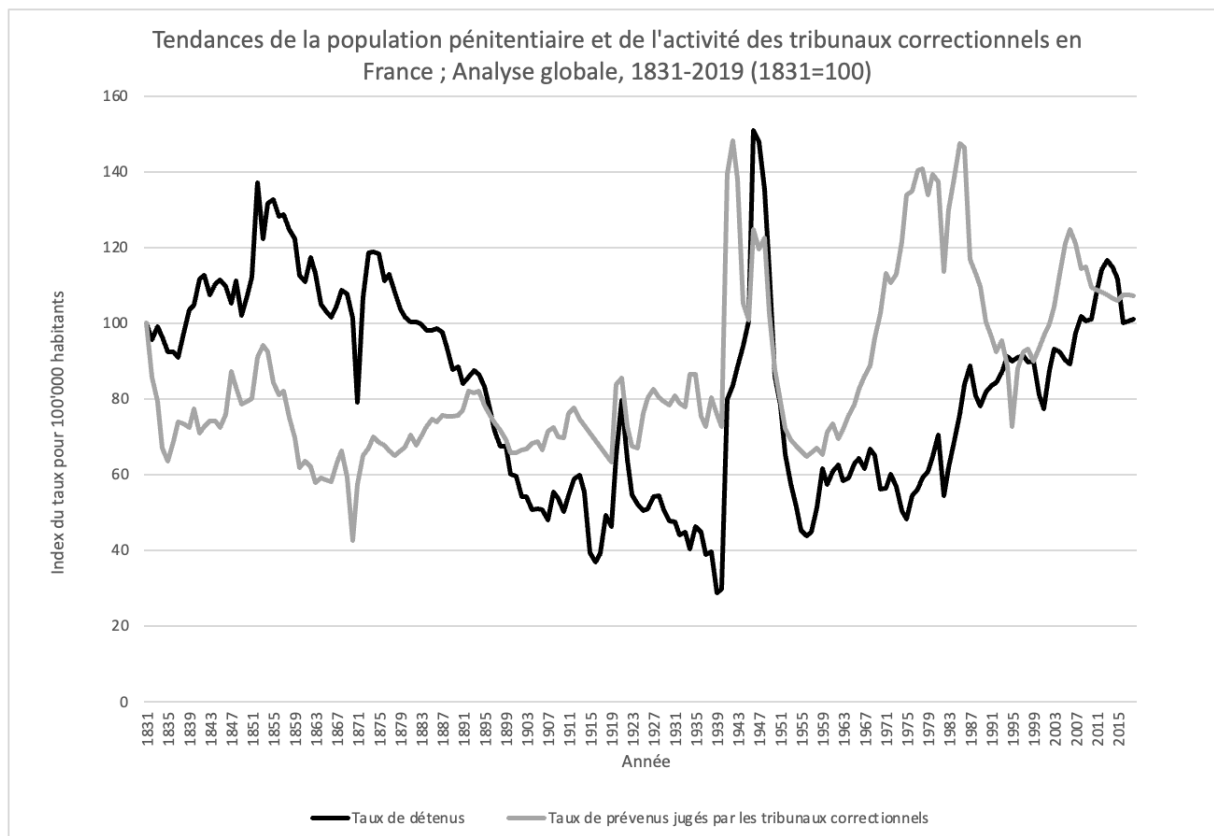
que l'on observe sur le volume de la population détenue, mais aussi significativement, négativement et modérément corrélées en termes statistiques (taux d'affaires traitées par les parquets et taux de détenus :  $\rho = -0.356$ ,  $p < 0.01$  ; taux d'affaires poursuivies par les parquets et taux de détenus :  $\rho = -0.334$ ,  $p < 0.01$ ).

### 2.2.2. L'ACTIVITÉ DES TRIBUNAUX CORRECTIONNELS ET LE STOCK DE DÉTENUS

Les tendances du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants et du taux de détenus pour 100'000 habitants entre 1831 et 2018 sont présentées dans le Graphique 31. Nous constatons que les tendances des deux variables sont similaires.

Les analyses conduites en ce qui concerne la relation entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue dans le contexte de l'analyse globale (1831-2019) (dont les résultats figurent en détail dans l'Annexe F, Section 1) nous permettent de conclure qu'il existe bel et bien une relation de cointégration à long terme entre l'activité des tribunaux correctionnels, mesurée par le taux de prévenus jugés par ces instances, et la population pénitentiaire, mesurée par le taux de détenus pour 100'000 habitants. En d'autres mots, les variations du taux de détenus pour 100'000 habitants, qui surgit ici comme variable indépendante, précèdent celles du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants, qui assume donc le rôle de variable dépendante. À court terme, cependant, il n'existe pas de relation significative au niveau statistique entre les variables.

**Graphique 31 : Tendances du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels et du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1831 et 2019 (1831=100)**

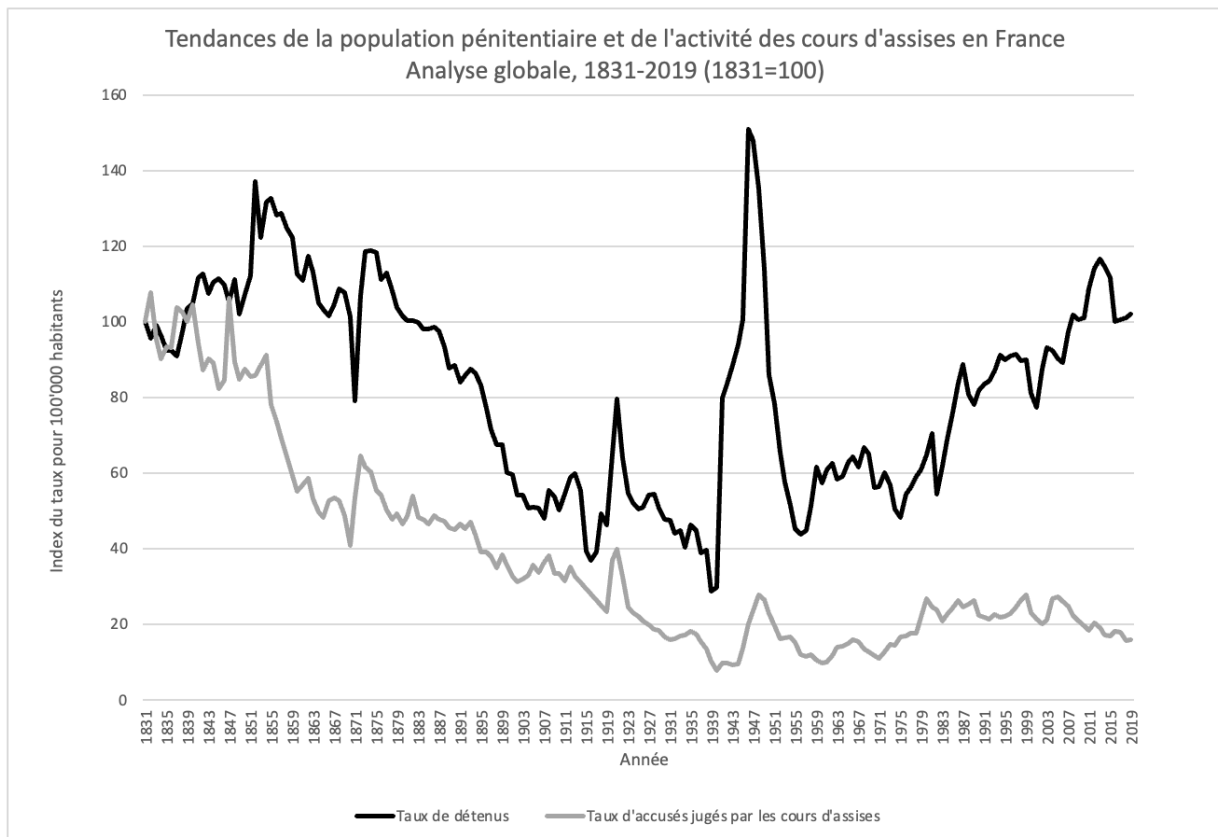


### 2.2.3. L'ACTIVITÉ DES COURS D'ASSISES ET LE STOCK DE DÉTENUS (1831-2019)

Le Graphique 32 présente les tendances de l'activité des cours d'assises et de la population pénitentiaire en France entre 1831 et 2019. Les séries semblent évoluer de manière parallèle à certains moments, par exemple entre 1875 et 1910, alors que pendant d'autres les tendances sont assez différentes, comme entre 1959 et 1979.

Les résultats des différentes analyses conduites au niveau de la relation entre ces deux variables (présentées en détail en Annexe F, Section 1) suggèrent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre l'activité des cours d'assises et la population détenue en France dans le contexte de l'analyse globale, ce qui indique que les variables évoluent de manière indépendante. Les variables ne sont non plus causalement liées (au sens de Granger), même si elles sont statistiquement et significativement corrélées ( $\rho=0.574$ ,  $p<0.01$ ).

**Graphique 32 : Tendances de l'activité des cours d'assises et des populations pénitentiaires en France dans le contexte de l'analyse globale**



### 2.3. L'ENVIRONNEMENT ÉCONOMIQUE ET LA POPULATION DÉTENUE EN FRANCE

Pour cette analyse globale, trois variables économiques ont été retenue : le pouvoir d'achat, l'indice de production industrielle et le PIB — sélection faite en fonction de la disponibilité des données sur les trois périodes, comme nous avons vu dans le Chapitre III. Les sections suivantes se penchent sur chacune de ces variables pour analyser leur lien avec l'évolution de la population détenue dans le contexte de l'analyse globale.

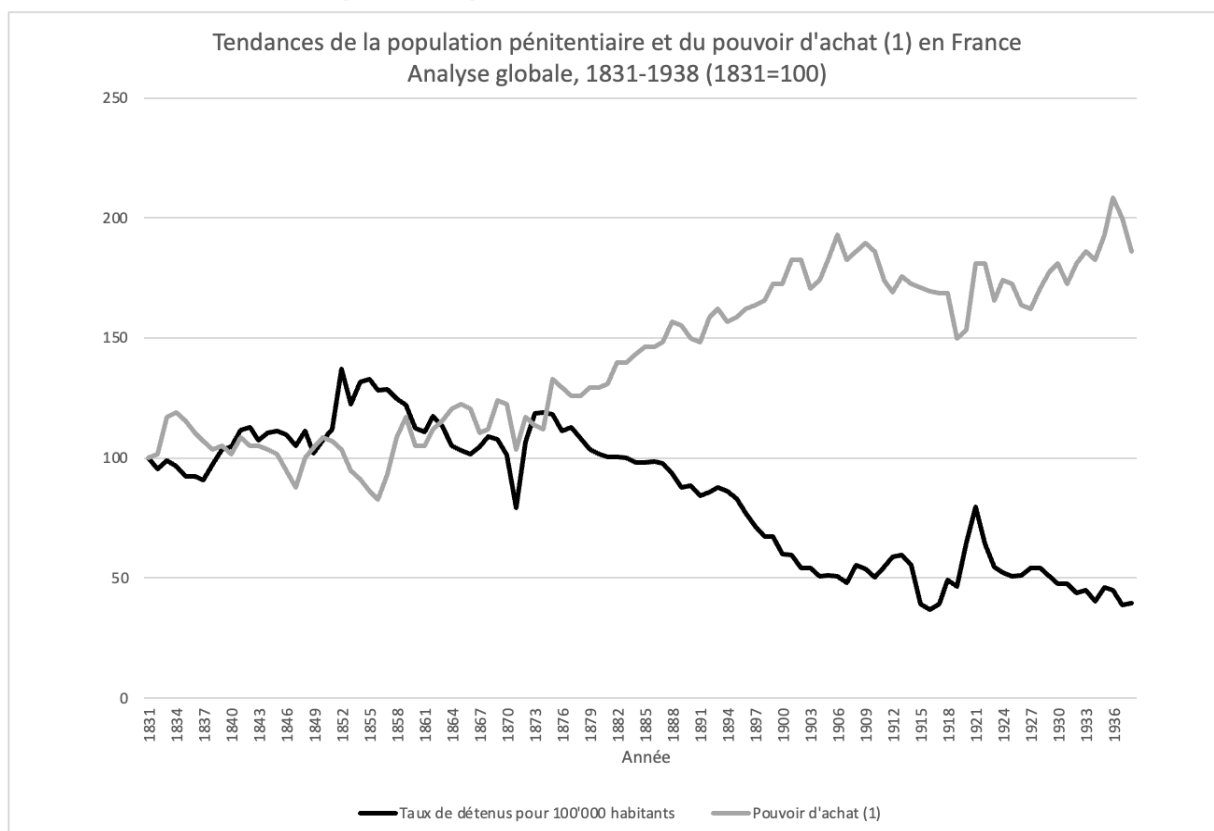
#### 2.3.1. LA POPULATION PÉNITENTIAIRE ET LE POUVOIR D'ACHAT

Comme nous l'avons vu, étant donné la divergence des méthodes d'estimation du pouvoir d'achat à travers le temps, nous avons été contraints de considérer deux séries de données à titre individuel. Ce sous-chapitre présente tous d'abord les résultats concernant la période comprise entre 1831 et 1938, pour ensuite présenter ceux de la période qui s'étends entre 1960 et 2019.

##### 2.3.1a La population pénitentiaire et le pouvoir d'achat entre 1831-1938

Le Graphique 33 présente l'évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat en France entre 1831 et 1938. Nous constatons que les variables présentent, d'une manière générale, des tendances contraires. Si l'on compare la dernière et la première année de la série, le taux de détenus pour 100'000 habitants présente une baisse générale dans l'ordre des 60 %, alors que le pouvoir d'achat augmente de 80 %.

**Graphique 33 : Évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (1) en France entre 1831 et 1938 (1831=100)**

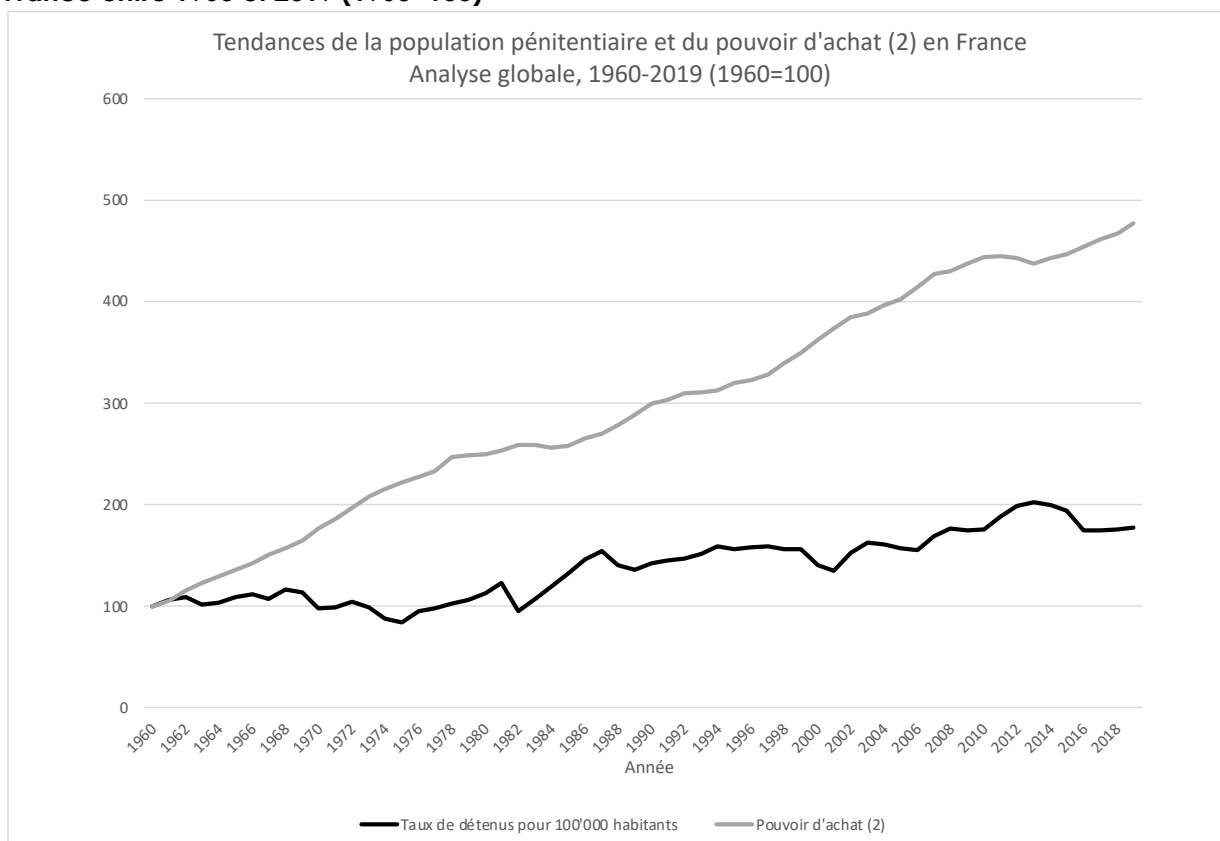


Les analyses (dont les résultats sont présentés en détail en Annexe F, Section 2) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre le pouvoir d'achat et la population détenue entre 1831 et 1938, malgré l'existence d'une relation causale unidirectionnelle (au sens de Granger) entre les variables, dans le sens où les changements observés sur le volume de détenus succèdent ceux qui sont enregistrés en termes de pouvoir d'achat. Les résultats de l'analyse de corrélation pointent vers l'existence d'une corrélation statistiquement significative négative et de forte intensité entre les variables ( $\rho = -0.890$ ,  $p < 0.01$ ).

### 2.3.1b La population pénitentiaire et le pouvoir d'achat entre 1960 et 2019

L'évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat entre 1960 et 2019 en est présentée dans le Graphique 34. Les deux variables ont toutes deux une tendance générale à la hausse (+77 %), mais nous constatons que le taux de détenus pour 100'000 habitants est passé par différentes périodes de hausse et de baisse alors que le pouvoir d'achat est presque exclusivement en hausse sur toute la série (+ 377 %).

**Graphique 34 : Évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (2) en France entre 1960 et 2019 (1960=100)**



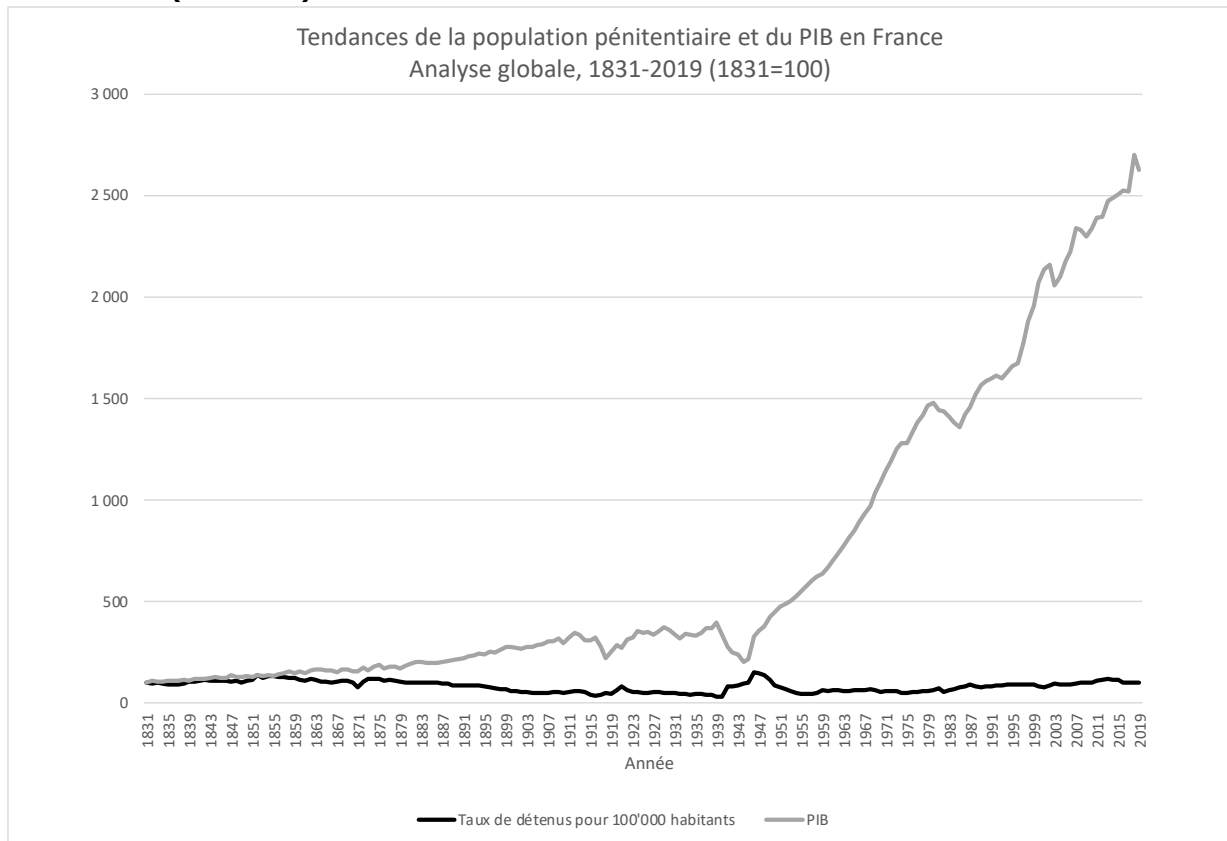
Les résultats des analyses (présentés en détail en Annexe F, Section 2) nous permettent de conclure qu'il n'existe pas de relation à long terme entre le (ln)pouvoir d'achat (2) et le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) entre 1960 et 2019. Pour ce qui est des liens

de causalité et corrélation, ces variables ne sont ni causalement liées (au sens de Granger) ni corrélées de manière statistiquement significative ( $\rho=-0.041$ ,  $p=0.76$ ). Les variables présentent, néanmoins, une relation à court terme puisqu'un choc provoqué sur le pouvoir d'achat se fera suivre d'une hausse de la population détenue. Sur deux ans, 4.0 % de la variance de la population pénitentiaire est expliquée par la hausse provoquée sur le pouvoir d'achat.

### 2.3.2. LA POPULATION PÉNITENTIAIRE ET LE PIB

Les évolutions du taux de détenus pour 100'000 habitants et du PIB en France entre 1831 et 2019 sont représentées dans le Graphique 35. Alors que le PIB présente une tendance constante à la hausse (+2'524 %), le taux de détenus pour 100'000 habitants présente des périodes de hausse et de baisse sur l'ensemble de la série. En comparant 2019 à 1831, le taux de détenus pour 100'000 habitants s'est néanmoins maintenu globalement stable (+2.0 %).

**Graphique 35 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du PIB en France entre 1831 et 2019 (1831=100)**



Relativement à la relation entre le PIB et la population détenue en France dans le cadre de l'analyse globale, les résultats des différentes analyses (présentés en détail en Annexe F, Section 2) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les deux séries de variables. Malgré l'absence de lien de cointégration, il existe un lien de causalité (au sens de Granger) bidirectionnel entre le taux de détenus et le PIB. Les variables sont aussi significativement, négativement et modérément corrélées ( $\rho= -0.365$ ,  $p<0.01$ ).

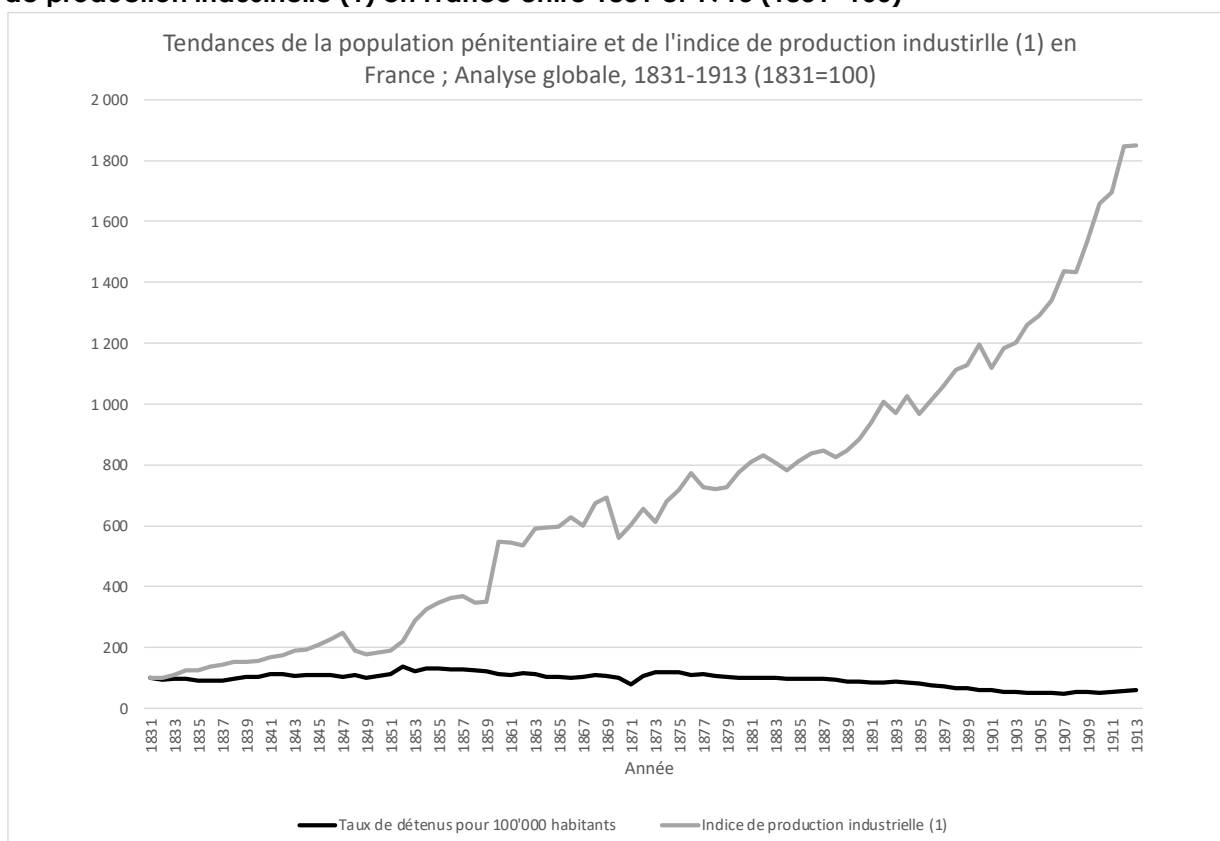
### 2.3.3. LA POPULATION PÉNITENTIAIRE ET LA PRODUCTION INDUSTRIELLE

À l'image de ce qu'il se passe avec le pouvoir d'achat, nous avons à disposition des données relatives à l'indice de production industrielle pour deux périodes distinctes entre lesquelles non seulement s'écroulent un long nombre d'années, mais aussi pour lesquelles l'indice est estimé de manière différente. De ce fait, nous avons décidé de garder les deux indices de manière individuelle. La première partie de ce sous-chapitre est ainsi relative à la relation entre le taux de détenus pour 100'000 habitants et l'indice de production industrielle entre 1831 et 1913, alors que la deuxième partie intègre les analyses de la relation entre le taux de détenus pour 100'000 habitants et l'indice de production industrielle entre 1955 et 2019.

#### 2.3.3a La population pénitentiaire et l'indice de production industrielle entre 1831 et 1913

L'évolution de la population pénitentiaire et de l'indice de production industrielle est présentée dans le Graphique 36. Nous constatons que ces deux variables évoluent de façon opposée : alors que le taux de détenus pour 100'000 habitants présente une baisse générale de 45 %, l'indice de production industrielle progresse de plus de 1'700 %.

**Graphique 36 : Tendances des variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)indice de production industrielle (1) en France entre 1831 et 1913 (1831=100)**



Les résultats des analyses conduites au niveau de la relation entre ces deux variables (présentés en détail en Annexe F, Section 2) suggèrent qu'il n'existe ni relation de cointégration ni de

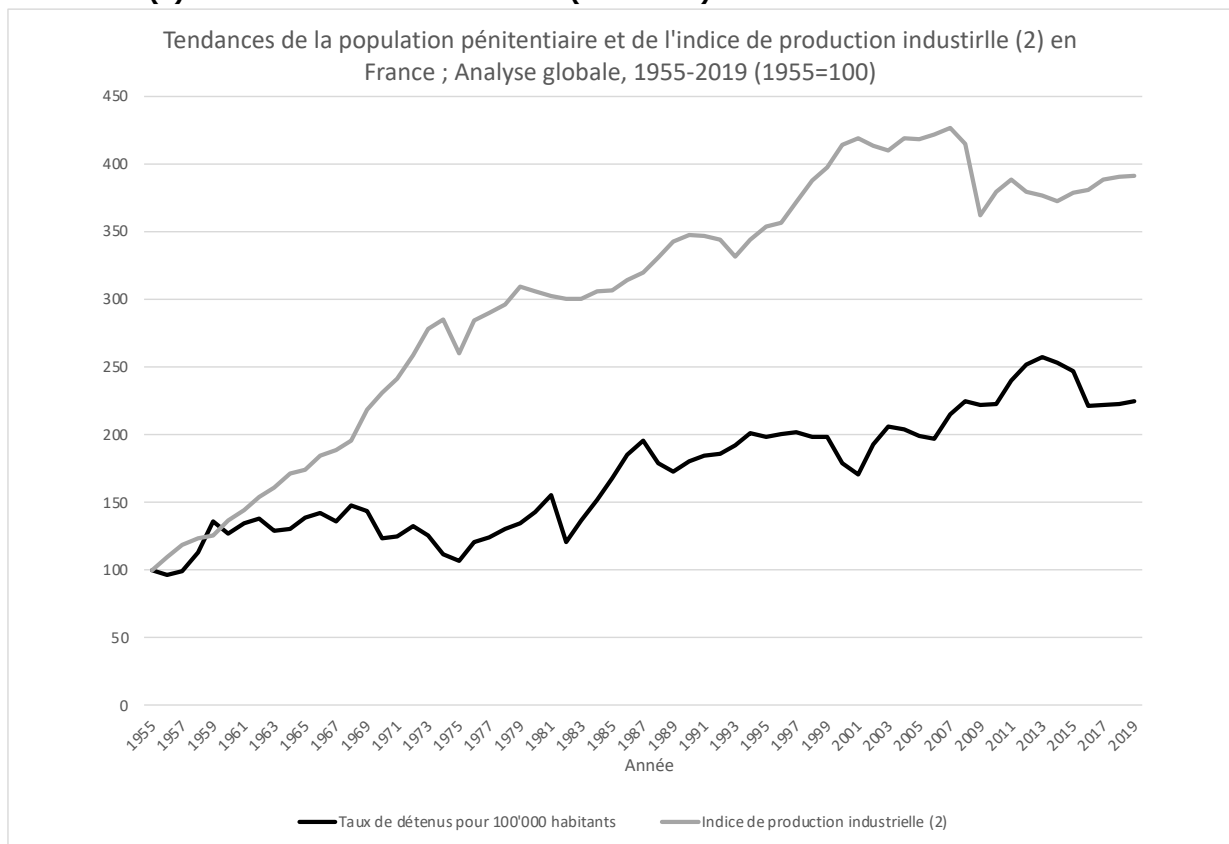


causalité entre les deux séries de données, malgré l'existence d'une corrélation statistique significative et négative de forte intensité entre elles ( $\rho=-0.605, p<0.01$ ).

### 2.3.3b La population pénitentiaire et l'indice de production industrielle entre 1955 et 2019

Les tendances enregistrées au niveau de la population pénitentiaire et de l'indice de production industrielle en France entre 1955 et 2019 sont présentées dans le Graphique 37. Le taux de détenus pour 100'000 habitants et l'indice de production industrielle affichent les deux une tendance générale à la hausse (+125 % et +290 % respectivement).

**Graphique 37 : Évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'indice de production industrielle (2) en France entre 1955 et 2019 (1955=100)**



Les résultats des analyses (présentés en détail en Annexe F, Section 2) indiquent qu'il n'existe aucune relation à long ou à court terme entre les variables. Les variables ne sont pas non plus causalement liées (au sens de Granger) ni significativement corrélées en termes statistiques ( $\rho=0.037, p=0.771$ ).

## 2.4. RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DE L'ANALYSE GLOBALE

Les principaux résultats de l'analyse globale sont présentés dans le Tableau 10.

**Tableau 10: Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en France dans le contexte de l'analyse globale**

		Cointégration	Évolution dynamique des variables...		Causalité	Corrélation (rho)
			À long terme	À court terme (2 ans)		
<b>Criminalité et détention</b>						
Activité des parquets		Non	Non	<del>Non</del>	Oui (D→P)	Oui (-)
Activité des tribunaux correctionnels		Oui	Oui (-)	Non	Oui (D→Tc)	Oui (-)
Activité des cours d'assises		Non	Non	<del>Non</del>	Non	Oui (+)
<b>Économie et détention</b>						
(ln)indice de production industrielle	1831-1913	Non	Non	<del>Non</del>	Non	Non
	1955-2019	<del>Non</del>	Non	Non	Non	Non
Pouvoir d'achat	1831-1938	Non	Non	<del>Non</del>	Non	Oui (-)
	1960-2019	<del>Non</del>	Non	Oui (+)	Non	Oui (+)
PIB	Non	Non	Non	<del>Non</del>	Oui (D←→PIB)	Oui (-)

**Légendes** : D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; P = activité des parquets ; Tc = activité des tribunaux correctionnels ; PIB = PIB.

Pour ce qui est du lien entre l'activité des parquets et la population pénitentiaire, seuls les résultats de l'analyse de causalité se sont avérés statistiquement significatifs, suggérant que les changements observés au niveau de la population détenue précèdent ceux qui sont enregistrés au niveau de la proportion d'affaires entrées et poursuivies par ces les parquets.

D'un autre côté il existe une dynamique d'évolution à long terme entre la population pénitentiaire et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels, les résultats de l'analyse de cointégration indiquant que les variables sont significativement et négativement liées au niveau statistique. Ces résultats indiquent que toute hausse/baisse de l'une des variables se fait suivre, dans le temps, d'une hausse/baisse de l'autre.

Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) sont eux aussi statistiquement significatifs et indiquent que les changements observés au niveau du volume de la population détenue succèdent ceux qui sont enregistrés en termes d'activité des tribunaux correctionnels. Pour ce qui est des cours d'assises, seule l'analyse de corrélation a abouti à des résultats statistiquement significatifs. Nous constatons d'ailleurs que les résultats de l'analyse de corrélation sont systématiquement significatifs en termes statistique variant uniquement en termes de nature du lien puisque ce lien est négatif quand on se situe au niveau des relations

parquets-détenus et tribunaux correctionnels-détenus, mais positifs au niveau de la relation cours d'assises-détenus.

L'ensemble de ces résultats nous permettent de conclure qu'une hausse de l'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale en tant que mesure de la criminalité n'est pas suivie d'une hausse de la population détenue comme le postulait la première hypothèse de recherche.

Afin d'analyser globalement la relation entre le contexte économique et les populations enfermées en France, nous avons sélectionné trois variables économiques, le pouvoir d'achat, l'indice de production industrielle et le PIB. Les résultats suggèrent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre ces trois variables économiques et la population enfermée. Au-delà de ça, nous avons constaté que les seules relations statistiquement significatives sont des relations de causalité (au sens de Granger) entre le pouvoir d'achat (1831-1938) et le PIB (1831-2019) d'un côté et la population détenue de l'autre. Selon les résultats de ces analyses, il existe une relation bidirectionnelle, c'est-à-dire circulaire, entre le PIB et la population pénitentiaire, alors que le pouvoir d'achat est unidirectionnellement liée à cette population entre 1831 et 1938 dans le sens où les changements enregistrés dans celle-ci succèdent les variations observés au niveau du pouvoir d'achat.

Nous constatons finalement que la significativité des relations dépend grandement du type de technique d'analyse privilégiée, ce qui corrobore la quatrième hypothèse de recherche.

### 3. Confrontation interne des résultats en contexte français

Le Tableau 11 présente un résumé de l'ensemble des résultats obtenus lors de l'analyse du lien entre criminalité, économie et détention en France non seulement par périodes, mais aussi en tenant compte de l'ensemble de la série chronologique (analyse globale). Ce tableau regroupe les résultats relatifs aux dynamiques d'évolution à court et long terme, aux analyses du lien de causalité (au sens de Granger) en utilisant la procédure de Toda-Yamamoto, et à celles de corrélation basée sur le coefficient de corrélation de Spearman.

Quand les résultats de l'analyse s'avèrent statistiquement significatifs, le sens (indiqué par des flèches) ainsi que la nature du lien (+ si positif - si négatif) sont précisés. Si le test ne peut être conduit dû aux caractéristiques des données, la cellule est marquée d'une croix, en revanche si ce test ne peut être conduit en raison de l'absence de données, la cellule intègre un tiret.

En confrontant les résultats, voici ce que nous pouvons constater au niveau des différents liens analysés :

#### 1. L'activité des parquets et la population détenue :

- Il existe une dynamique d'évolution à court terme entre l'activité des parquets et la population détenue uniquement entre 1852 et 2019 (2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> période) : une baisse de l'activité des parquets est suivie, dans le temps, d'une baisse du volume de la population détenue pour ce qui est de la deuxième période. Au niveau de

la troisième période en revanche c'est la hausse des population pénitentiaires qui précède la hausse de l'activité des parquets.

- Dans le contexte de la 2<sup>e</sup> période (1852-1939), les variables relatives à l'activité des parquets et la population enfermée évoluent, à long terme, en parallèle à la population détenue. En revanche dans le contexte de la 1<sup>re</sup> et 3<sup>e</sup> période (1831-1851 et 1946-2019 respectivement) ainsi que dans celui de l'analyse globale (1831-2019) cette dynamique d'évolution à long terme est inexistante.
- Le type de relation entre l'activité des parquets et la population détenue change en fonction du contexte. Par exemple, si au niveau de la 2<sup>e</sup> période (1853-1939) une hausse de l'activité des parquets se fait suivre, dans le temps, d'une baisse du volume de la population détenue, qui à son tour est suivie d'une hausse de cette même activité (relation circulaire), lors de l'analyse globale (1831-2019) la relation est unidirectionnelle et une hausse de la population détenue est suivie, dans le temps, d'une baisse de l'activité des parquets.
- La nature de la relation entre l'activité des parquets et le volume de détenus varie elle aussi dans le temps étant donné que pendant la 2<sup>e</sup> période et l'analyse globale nous sommes en présence d'un lien négatif entre les variables, alors que pendant la 3<sup>e</sup> période ce lien est positif.

## **2. L'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue :**

- Il existe une dynamique d'évolution à court terme entre les variables au niveau des trois périodes et de l'analyse globale : une hausse de l'activité des tribunaux correctionnels est suivie, dans le temps, d'une baisse de la population détenue.
- À long terme, cette dynamique d'évolution est uniquement significative en termes statistiques à partir de 1952 (2<sup>e</sup> période).
- Il existe un lien de causalité (au sens de Granger) entre l'activité des tribunaux correctionnels et le volume de la population pénitentiaire uniquement entre 1852 et 1939 et entre 1946 et 2019 (2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> période respectivement). Les changements de l'activité des tribunaux correctionnels succèdent, au niveau temporel, ceux enregistrés dans le volume de la population pénitentiaire.

## **3. L'activité des cours d'assises et la population détenue :**

- Il existe une dynamique d'évolution négative à long terme entre l'activité des cours d'assises et le volume de la population pénitentiaire pendant la 1<sup>re</sup> période (1831-1851) uniquement.
- Il existe entre les variables une dynamique d'évolution positive à court terme pendant la 3<sup>e</sup> période (1946-2019) uniquement.

- Il existe une relation causale (au sens de Granger) entre les variables entre 1831 et 1939 (1<sup>re</sup> et 2<sup>e</sup> périodes). Cette relation est bidirectionnelle dans le contexte de la 1<sup>re</sup> période et unidirectionnelle dans le contexte de la 2<sup>e</sup> période.

#### **4. Les variables économiques et les populations enfermées :**

- Le prix du froment présente une dynamique d'évolution à long et court terme avec le volume de la population détenue, mais uniquement dans le contexte de la 2<sup>e</sup> période (1852-1939). Ces résultats suggèrent qu'une hausse de ce prix se fait suivre, dans le temps, d'une hausse de la population enfermée. Les variables sont aussi liées par une relation de causalité unidirectionnelle où les variations du prix précèdent celles de la population détenue.
- Le prix du charbon est négativement liée, en termes statistiques, au taux de détenus à court terme, mais uniquement pendant la 2<sup>e</sup> période (1852-1939).
- L'inflation estimée explique, à court terme, les variations de la population détenue uniquement entre 1946 et 2019 (3<sup>e</sup> période) : une hausse de l'inflation se fait suivre, au niveau temporel, d'une baisse de la population détenue.
- Le pouvoir d'achat (variable indépendante) est causalement lié (au sens de Granger) au volume de la population pénitentiaire dans le contexte de la 2<sup>e</sup> période (1852-1939) et de l'analyse globale (1831-2019).
- Pour ce qui est du pourcentage de personnes sans emploi, seul un lien de causalité (au sens de Granger) est retrouvé pendant la 2<sup>e</sup> deuxième période. Ce lien indique qu'une hausse de la population détenue est suivie (en termes temporels) d'une baisse du volume de gens sans emploi.
- Le PIB présente une dynamique d'évolution positive à court et long terme avec le volume de détenus dans le contexte de la 1<sup>re</sup> et 3<sup>e</sup> période exclusivement :
  - Si entre 1831 et 1851 (1<sup>re</sup> période) et entre 1946 et 2019 (3<sup>e</sup> période) une hausse du PIB se fait suivre d'une hausse de la population détenue qui, à son tour, est suivie d'une nouvelle hausse du PIB (relation circulaire ou causalité bidirectionnelle), lors de l'analyse globale, la relation évolue dans un autre sens étant donné qu'une hausse du PIB est suivie d'une baisse de la population détenue, baisse qui à son tour est suivie d'une hausse du PIB.

Pour résumer, en termes de criminalité, des changements au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels semblent généralement précéder des altérations du volume de la population pénitentiaire, surtout à court terme, alors que l'impact de l'activité des parquets et des cours d'assises sur cette évolution n'est pas homogène et varie dans le temps. D'un autre côté, au niveau de l'environnement économique, les résultats obtenus pour la France nous poussent à

conclure qu'une amélioration des conditions économiques ne se traduit pas forcément par une baisse de la population carcérale. En revanche, il est clair que les résultats varient en fonction du niveau d'analyse des données dans le sens où les résultats obtenus lors de l'analyse par période varient de période en période, mais divergent aussi de ceux obtenus lors de l'analyse globale.

Pour ce qui est du contexte français, nous pouvons finalement conclure que :

1. Une hausse de la criminalité mesurée par l'activité des différentes instances impliquées dans la procédure pénale ne se traduit pas forcément par une hausse de la population détenue, un constat qui conduit à la réfutation de la première hypothèse ;
2. Une amélioration des conditions économiques n'implique pas forcément et systématiquement une baisse de la population détenue, ce qui signifie que la deuxième hypothèse est, elle aussi, réfutée ;
3. Les résultats obtenus lors de l'analyse d'une période spécifique ne sont pas forcément les mêmes que ceux obtenus lors de l'analyse des autres périodes, voir de l'analyse globale de la série chronologique, ce qui signifie donc que la troisième hypothèse de cette recherche se voit corroborée.
4. Sur huit analyses de corrélation ( $\rho$ ) conduites, six d'entre elles s'avèrent statistiquement significatives, alors que la grande majorité des tests restants n'aboutissent à aucun résultat statistiquement significatif, ce qui suggère qu'en effet la technique d'analyse de données privilégiée a une influence sur les résultats. Dans ce contexte, la quatrième hypothèse de recherche peut, elle aussi, être corroborée.

**Tableau 11 : Résumé des résultats de l'analyse par période, et de l'analyse globale du lien entre criminalité, économie et détention en France**

		Période 1 (1831-1851)			Période 2 (1852-1939)			Période 3 (1946-2019)			Analyse globale (1831-2019)						
		Dynamique d'évolution		Causalité	Corrélation (rho)	Dynamique d'évolution		Causalité	Corrélation (rho)	Dynamique d'évolution		Causalité	Corrélation (rho)				
		Long terme	Court terme (2 ans)			Long terme	Court terme (2 ans)			Long terme	Court terme (2 ans)						
Activité des parquets	A. traitées	Non	<del>X</del>	Non	Oui (+)	Non	<del>X</del>	Oui (D↔P)	Oui (-)	Oui (-) (D→P)	Oui (+) (D→P)	Oui (D→P)	Oui (+)	Non	<del>X</del>	Oui (D→P)	Oui (-)
	A. poursuivies					Oui (-/+)*	Oui (-/+)*			Oui (+) (D↔P)							
Activité t. correctionnels		Non	Oui (+) (Tc→D)	Non	Non	Oui (+) (Tc→D)	Oui (+) (Tc→D)	Oui (Tc→D)	Oui (+)	Oui (+/-)**	Oui (+/-)**	Oui (D↔Tc)	Non	Oui (-)	Non	Oui (D→Tc)	Oui (-)
Activité cours assises		Oui (-)	Non	Oui D↔Ca	Oui (-)	Non	Non	Oui (D→Ca)	Oui (+)	Non	Oui (+) (Ca→D)	Non	Oui (+)	Non	<del>X</del>	Non	Oui (+)
Prix du froment		Non	Non	Non	Non	Oui (+) (Fr→D)	Oui (+) (Fr→D)	Oui (Fr→D)	Oui (+)	-	-	-	-	-	-	-	-
Prix du charbon		Non	Non	Non	Non	Oui (-) (D→C)	Non	Oui (D→C)	Oui (-)	-	-	-	-	-	-	-	-
Prix de la fonte		Non	Non	Non	Oui (-)	Non	Non	Non	Oui (-)	-	-	-	-	-	-	-	-
Production industrielle		Non	Non	Non	Oui (+)	-	-	-	-	Non	Non	Non	Oui (+)	Non	Non	Non	Non
Inflation estimée	1848-1914	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1921-2019	-	-	-	-	-	-	-	-	Non	Oui (+) (I→D)	Oui (I→D)	Oui (+)	-	-	-	-
Pouvoir d'achat	1848-1913	Non	<del>X</del>	Non	Non	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	Oui (-)
	1921-1939					Non	<del>X</del>	Oui (Pa→D)	Oui (-)	Non	Non	Non	Oui (+)	Non	Non	Non	Oui (+)
Personnes sans emploi		-	-	-	-	Non	<del>X</del>	Oui (D→Pse)	Oui (-)	Non	Non	Non	Oui (+)	-	-	-	-
PIB		Oui (+) (PIB→D)	Oui (+) (PIB→D)	Oui (PIB→D)	Oui (+)	Non	Non	Non	Oui (-)	Oui (+) (PIB↔D)	Oui (+) (PIB↔D)	Oui (PIB↔D)	Oui (+)	Non	<del>X</del>	Oui (PIB↔D)	Oui (-)
Coefficient de Gini		-	-	-	-	-	-	-	-	Non	<del>X</del>	Non	Oui (-)	-	-	-	-

**Notes :** \* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse de l'activité des parquets alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue.

**Légendes :** D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; P = activité des parquets ; Tc = activité des tribunaux correctionnels ; Ca = activité des cours d'assises ; Fr = prix du froment ; C = prix du charbon ; Pse = pourcentage de personnes sans emploi ; I = inflation estimée ; Pa = pouvoir d'achat ; PIB = PIB.

## Chapitre V LA BELGIQUE

Le présent Chapitre est organisé de manière identique au Chapitre IV : il débute, ainsi, par la présentation des différentes phases de la procédure pénale belge qui, comme nous allons le voir, présente beaucoup de similitudes avec la procédure pénale française. Ensuite, les spécificités méthodologiques propres à la Belgique sont mises en avant, notamment en termes de données, indicateurs et variables. La section suivante intègre une analyse de l'évolution des tendances de la population pénitentiaire belge entre 1831 et 2019, tendances qui ont permis, encore une fois, de découper la série chronologique et d'identifier les différentes périodes à analyser à titre individuel.

Comme pour la France, chacune de ces périodes fait l'objet d'une section spécifique qui débute par un survol historique des principaux événements ayant marqué l'histoire de la Belgique, une procédure similaire à celle adoptée par Vanneste (2001). Comme nous l'avons vu, l'auteure a minutieusement analysé l'histoire de la Belgique afin de pouvoir dégager un certain nombre d'indicateurs économiques stratégiques en contexte belge. Puisque cet exercice d'analyse historique a été fait si rigoureusement par l'auteure, il sera ici question d'en présenter les principaux contours et nous inviterons le lecteur à se tourner vers l'ouvrage de Vanneste (2001) s'il souhaite une analyse plus approfondie de l'histoire belge. Une fois chaque période analysée, une analyse globale considérant les indicateurs disponibles sur l'ensemble des périodes est présentée.

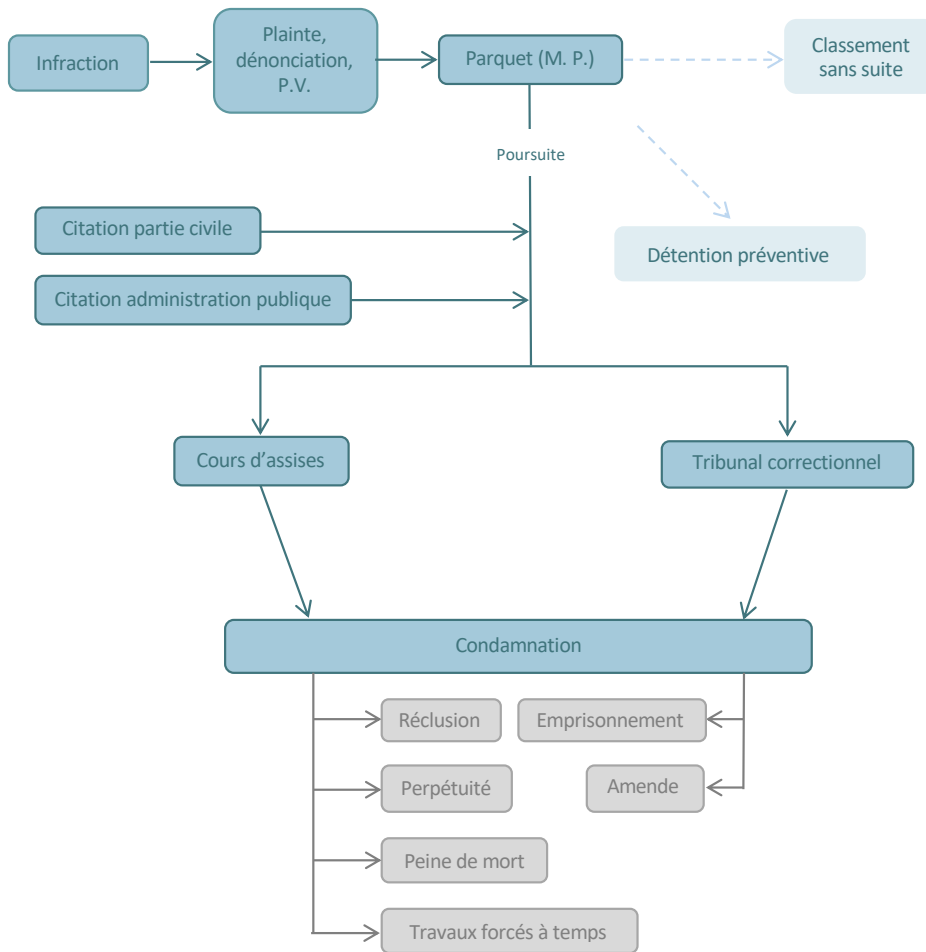
Finalement, un résumé des principaux résultats est proposé pour ensuite boucler le chapitre par la confrontation interne et subséquente discussion des résultats obtenus lors de l'analyse des données belges.

### **La procédure pénale belge**

La Figure 3, qui s'inspire de celle présentée dans l'œuvre de Vanneste (2001), présente de manière simplifiée l'ensemble des étapes qui caractérisent la procédure pénale belge. Similairement à ce que l'on a pu constater pour la France, en Belgique cette procédure est déclenchée par une plainte, une dénonciation ou un procès-verbal, qui se traduit en une ouverture d'enquête par le parquet (aussi désigné ministère public). Cette instance décidera subséquemment de la suite de l'enquête en ayant l'option de classer l'affaire sans suite ou de la poursuivre. En cas de poursuite, celle-ci peut se faire devant un tribunal correctionnel ou une cour d'assises en fonction de la gravité de l'affaire.



Figure 3 : Les étapes de la procédure pénale en Belgique



## 1. Une série, trois périodes d'évolution de la population pénitentiaire belge

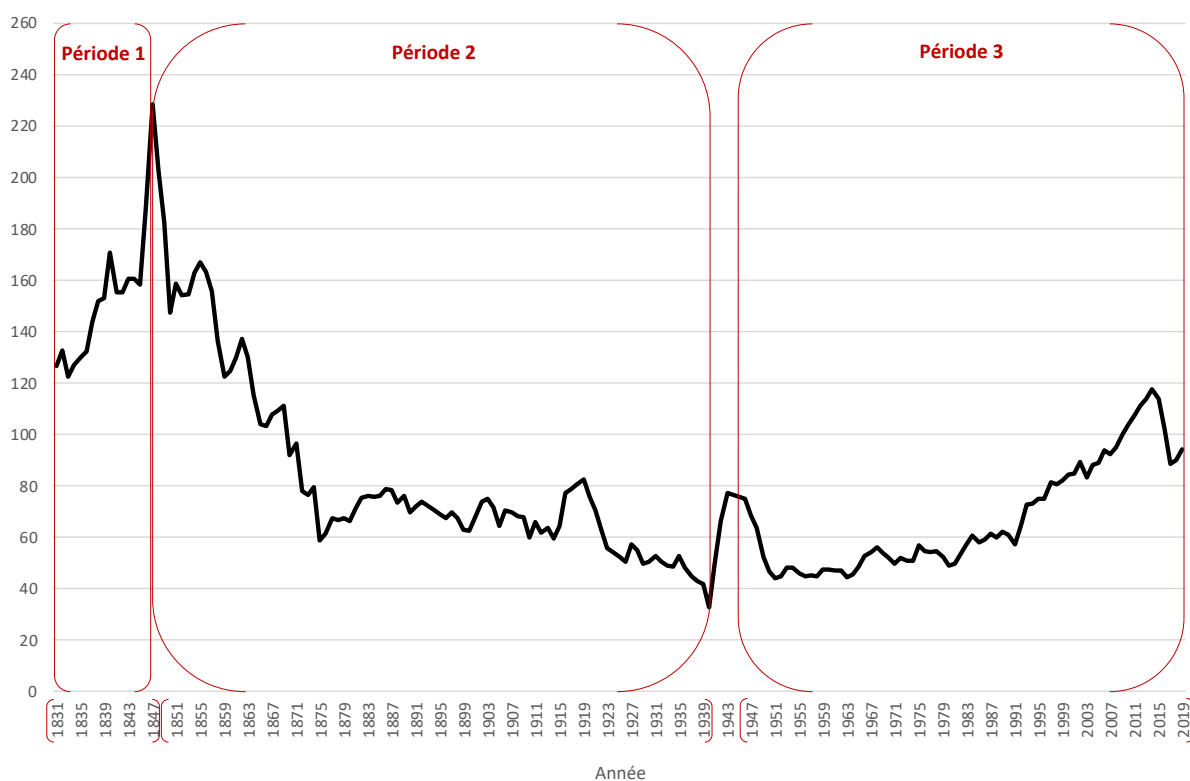
Nous pouvons distinguer, dans le Graphique 38, trois grandes périodes d'évolution de la population pénitentiaires en Belgique :

**1<sup>re</sup> période, de 1831 à 1847 :** Cette première période est caractérisée par une hausse générale de 80% du taux de détenus pour 100'000 habitants.

**2<sup>e</sup> période, de 1848 à 1939 :** La deuxième période est marquée par une baisse générale de 79 % du taux de détenus pour 100'000 habitants. Cette période se termine, comme en France, en 1939, la veille de la Deuxième Guerre mondiale. Si des données sont disponibles pour les années de guerre (1940-1945), nous avons décidé de ne pas inclure ces données dans les analyses afin de garder une certaine cohérence avec les analyses conduites en France, où les années correspondantes à la Deuxième Guerre mondiale ont été exclues des analyses par période. Elles seront tout de même considérées lors de l'analyse globale<sup>44</sup>.

**3<sup>e</sup> période, de 1946 à 2019 :** Cette troisième et dernière période s'initie en 1946, juste après la Deuxième Guerre mondiale (encore une fois comme en France), et s'étend jusqu'en 2019. Pendant cette période, le taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants a enregistré une hausse générale de 26 %.

**Graphique 38 : Découpage des séries temporelles en fonction des grandes tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en Belgique entre 1831 et 2019**



<sup>44</sup> En France, pour rappel, les données relatives à ces années ont été interpolées justement pour l'analyse globale.

Les sections suivantes portent sur chacune des périodes à titre individuel et débutent de manière systématique avec un bref résumé des principaux événements politiques, sociaux et économiques qui ont marqué l'histoire de la Belgique au cours des années qui constituent les différentes périodes identifiées. Ce survol n'intègre qu'un aperçu des principaux événements et nous encourageons vivement le lecteur à se tourner vers l'ouvrage de Vanneste (2001) s'il souhaite approfondir davantage le sujet. Après la brève note historique introductrice, les analyses concernant chacune des trois périodes à titre individuel sont présentées. Pour rappel, les représentations graphiques des tendances des variables au fil du temps ont pour point de départ la valeur des variables normalisée à 100, une démarche appliquée exclusivement à la représentation graphique puisque l'analyse de données porte sur les valeurs non normalisées des variables.

### 1.1. PREMIÈRE PÉRIODE : DE 1831 À 1847

La première période commence en 1831 et s'étend jusqu'en 1847. Cette époque est marquée par plusieurs événements politiques, économiques et sociaux notamment à la suite de l'indépendance de la Belgique qui a eu lieu en 1830 (Vanneste, 2001).

En 1831 est approuvée la Constitution, où l'on souligne la nécessité de procéder, au plus vite, à la révision des codes hérités de l'empire français et en 1832, à travers la loi du 28 avril, la peine capitale est remplacée par les travaux forcés à perpétuité (De Brouwer et al., 2009).

C'est pendant cette première période que la Belgique assiste à l'émergence du régime censitaire et des gouvernements unionistes et à la crise alimentaire et textile à partir de 1845 (Vanneste, 2001), qui conduit à une hausse de la criminalité liée à l'augmentation de délits tels que le vagabondage, la mendicité et le vol (Didier, 2017). Selon Vanneste (2001), l'économie au cours de cette période est très axée sur l'agriculture et l'industrie du fer, de la fonte et du charbon et la période est marquée par la construction des chemins de fer (Vanneste, 2001), ce qui se traduit par une hausse des prix du charbon (Graphique 43) et de la fonte (Graphique 44). D'un autre côté, la misère fait partie du quotidien de la population belge, les salaires sont bas, les prix augmentent (aussi en conséquence de la crise alimentaire découlant de la maladie de la pomme de terre) tout comme les heures de travail (Vanneste, 2001), ce qui contribue non seulement à la hausse de la criminalité (Didier, 2017), que nous pouvons constater dans les graphiques relatifs à l'activité des parquets (Graphique 39) et des cours d'assises (Graphique 41), mais aussi à la hausse des prix de biens alimentaires comme le froment (Graphique 42).

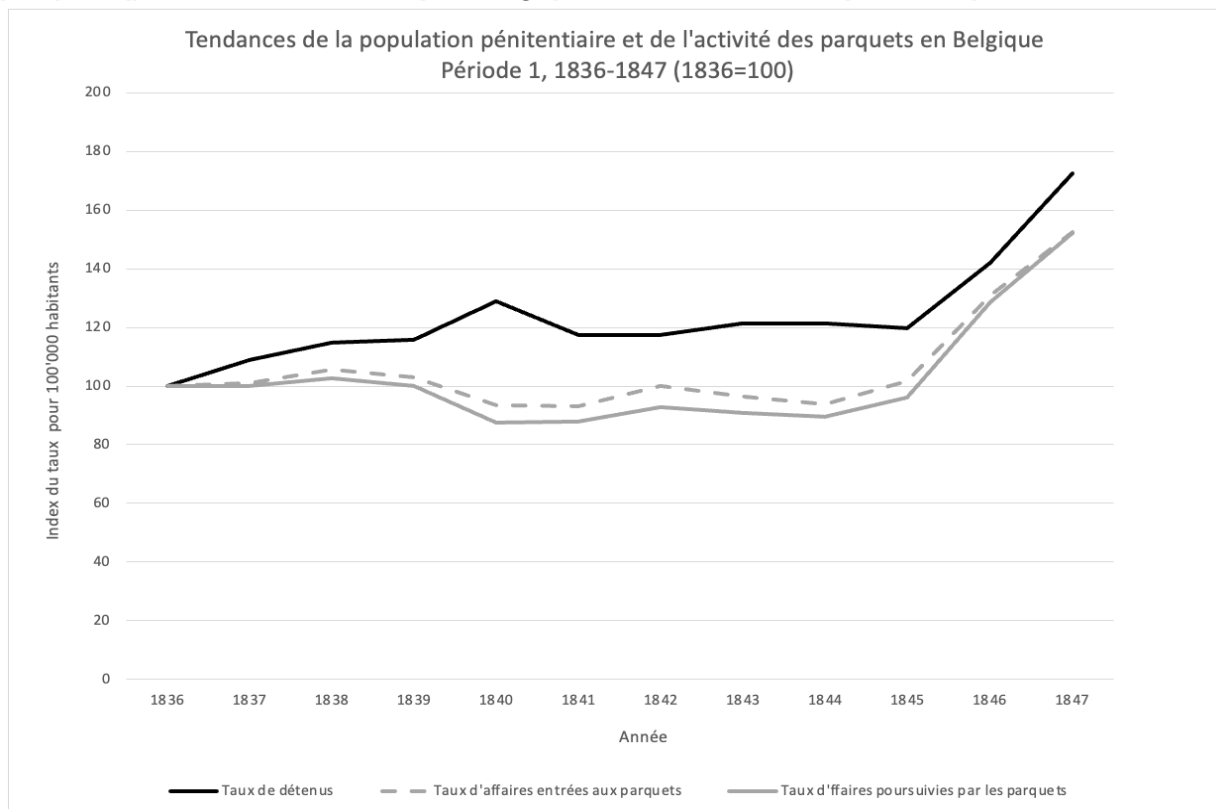
#### 1.1.1. CRIMINALITÉ ET EMPRISONNEMENT EN BELGIQUE ENTRE 1831 ET 1847

Cette section concerne l'analyse de la relation entre criminalité, mesurée par l'activité des parquets, des tribunaux correctionnels et des cours d'assises, et enfermement en Belgique entre 1831 et 1847, soit dans le contexte de la première période.

### 1.1.1a La population détenue et la criminalité mesurée à travers l'activité des parquets

Le Graphique 39 présente l'évolution de l'activité des parquets (mesurée par le taux d'affaires entrées et par celui des affaires poursuivies) et de la population pénitentiaire. Si la disponibilité des données varie en fonction de la variable, les tendances générales sont similaires, les trois variables présentant une tendance générale à la hausse : l'activité des parquets enregistre une hausse générale de 52 %, quelle que soit la variable considérée, alors que la population détenue affiche une augmentation de presque 73 %. Nous constatons, au niveau des trois variables, une hausse à partir de 1845, au moment même où la Belgique commence à faire face à une crise alimentaire et textile qui durera jusqu'en 1848 (Vanneste, 2001), une crise qui a aussi pour conséquence une hausse de la criminalité (Didier, 2017), engendrée, selon Didier (2017), par la misère, et principalement constituée de vols, maraudages, vagabondage et mendicité. Cette hausse de la délinquance est certainement à l'origine de l'augmentation des affaires entrées et poursuivies par les parquets ainsi que de la population enfermée que l'on observe dans le graphique.

**Graphique 39: Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des parquets (pour 100'000 habitants) en Belgique entre 1836 et 1847 (1836=100)**



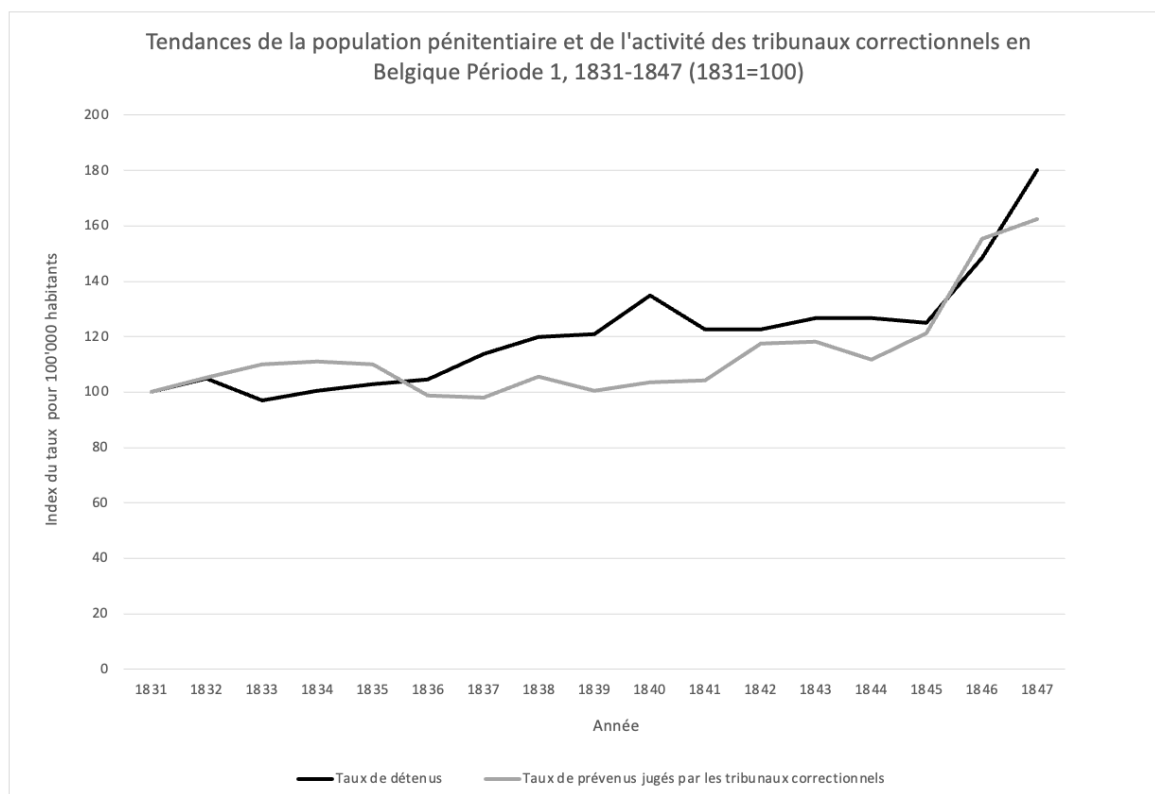
Les résultats des analyses conduites au niveau de la relation entre l'activité des parquets et de la population enfermée en Belgique pendant la première période (présentés en détail en Annexe G, Section 1) indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre la population détenue et l'activité des parquets, quelle que soit la variable considérée. En d'autres

termes, il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre ces variables. Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) et de corrélation vont dans le même sens en indiquant l'inexistence de quelconque relation causale (au sens de Granger) ou de corrélation entre les variables (affaires entrées aux parquets et population détenue :  $\rho = 0.10$ ,  $p = 0.76$  ; affaires poursuivies par les parquets et population détenue :  $\rho = -0.03$ ,  $p = 0.93$ ).

### 1.1.1b La population détenue et la criminalité mesurée à travers l'activité des tribunaux correctionnels

Les tendances de la population détenue et de l'activité des tribunaux correctionnels entre 1831 et 1847 sont présentées dans le Graphique 40. Nous constatons que les deux variables présentent une tendance générale à la hausse entre 1831 et 1847, le taux de détenus pour 100'000 habitants présentant une augmentation de 80% et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnelles une hausse de 62%. Nous constatons également qu'à partir de 1845, les deux variables augmentent de manière considérable, une hausse qui coïncide avec la hausse de la criminalité qui est, selon Didier (2017), conséquence de la pauvreté dans un contexte marqué par une crise alimentaire et textile (Vanneste, 2001).

**Graphique 40 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des tribunaux correctionnels (pour 100'000 habitants) en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100)**



Les résultats des analyses du lien entre l'activité des tribunaux correctionnels et le volume de la population détenue (présentés en détail en Annexe G, Section 1) indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables, c'est-à-dire, qu'il n'existe aucune

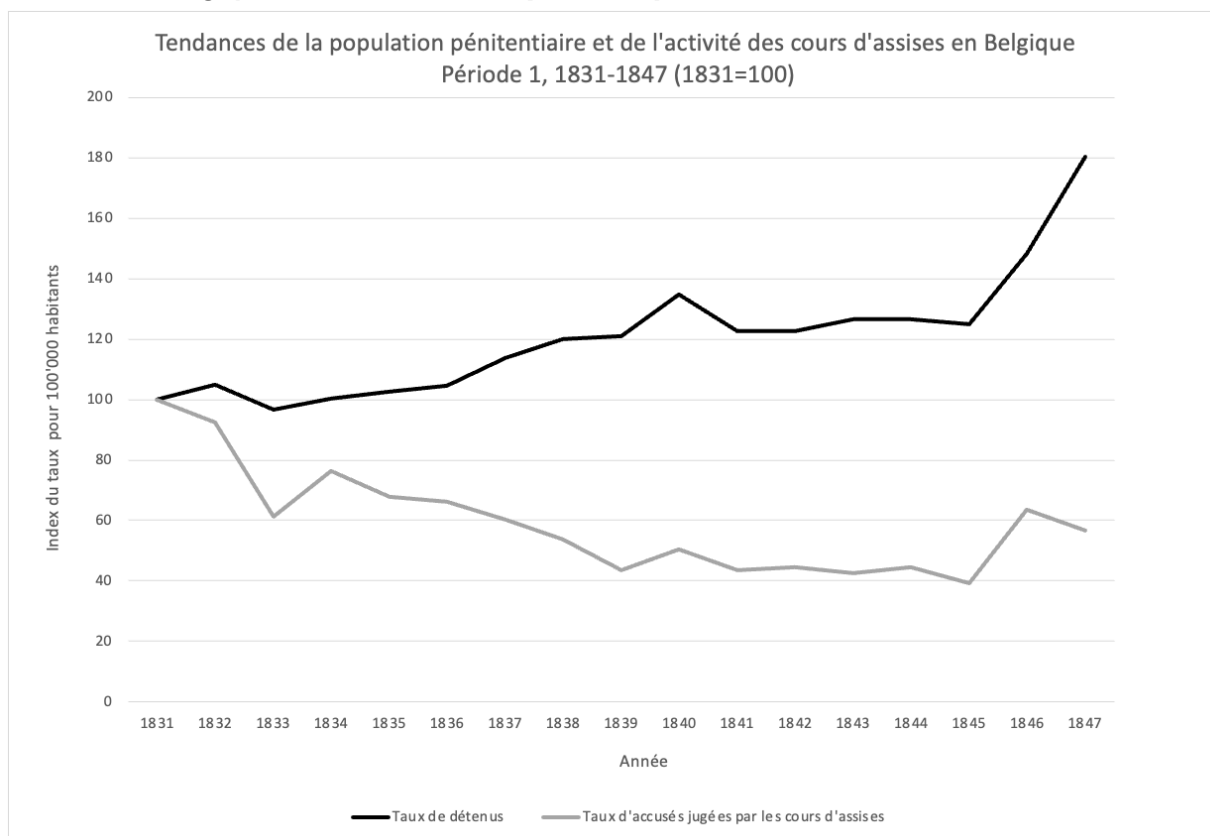
dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et la proportion de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels. De plus, l'analyse de causalité (au sens de Granger), ne nous permet pas non plus de comprendre si les changements de l'activité des tribunaux correctionnels précèdent ou succèdent (en termes statistiques) ceux qui peuvent s'observer au niveau de la population pénitentiaire étant donnée que, selon les résultats de la procédure de Toda-Yamamoto, il existe une relation circulaire entre les variables. Néanmoins, les résultats de l'analyse de corrélation suggèrent que les variables sont significativement corrélées au niveau statistique, existant entre elles un lien positif d'intensité modérée ( $\rho=0.547$ ,  $p=0.02$ ) : toute augmentation/baisse de l'une des variables est suivie d'une hausse/diminution de l'autre.

#### 1.1.1c La population détenue et la criminalité mesurée à travers l'activité des cours d'assises

Le Graphique 41 présente les tendances du taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants ainsi que du taux de population pénitentiaire, lui aussi pour 100'000 habitants. Nous constatons à travers l'analyse du graphique une baisse générale de l'activité des cours d'assises, qui contraste avec la hausse globale identifiée au niveau de la taille de la population carcérale. En effet, si l'on compare la dernière et première année de la période, alors que la population détenue affiche une hausse de 80 %, l'activité des cours d'assises présente une baisse de 43 %. À la vue du graphique, il semble que les deux variables évoluent de manière inverse. Nous constatons également (et à l'image de ce que nous avons pu voir pour l'activité des parquets) une hausse de l'activité des cours d'assises à partir de 1845, fort probablement liée à la crise alimentaire et textile à laquelle la Belgique fait face à partir de cette année.

Les analyses (dont les résultats sont présentés de manière détaillée en Annexe G, Section 1) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables, ce qui signifie qu'il n'existe pas de dynamiques d'évolution à long terme entre la population détenue et l'activité des cours d'assises. Les résultats du test de causalité (au sens de Granger) s'accordent non seulement avec les résultats de l'analyse de cointégration puisqu'aucune relation causale (au sens de Granger) n'a été retrouvée entre l'activité des cours d'assises et la population enfermée, mais aussi avec les résultats de l'analyse de corrélation qui indiquent l'inexistence de quelque corrélation statistique significative entre les variables ( $\rho=-0.436$ ,  $p=0.08$ ).

**Graphique 41 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des cours d'assises en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100)**



### 1.1.2. ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT EN BELGIQUE ENTRE 1831 ET 1847

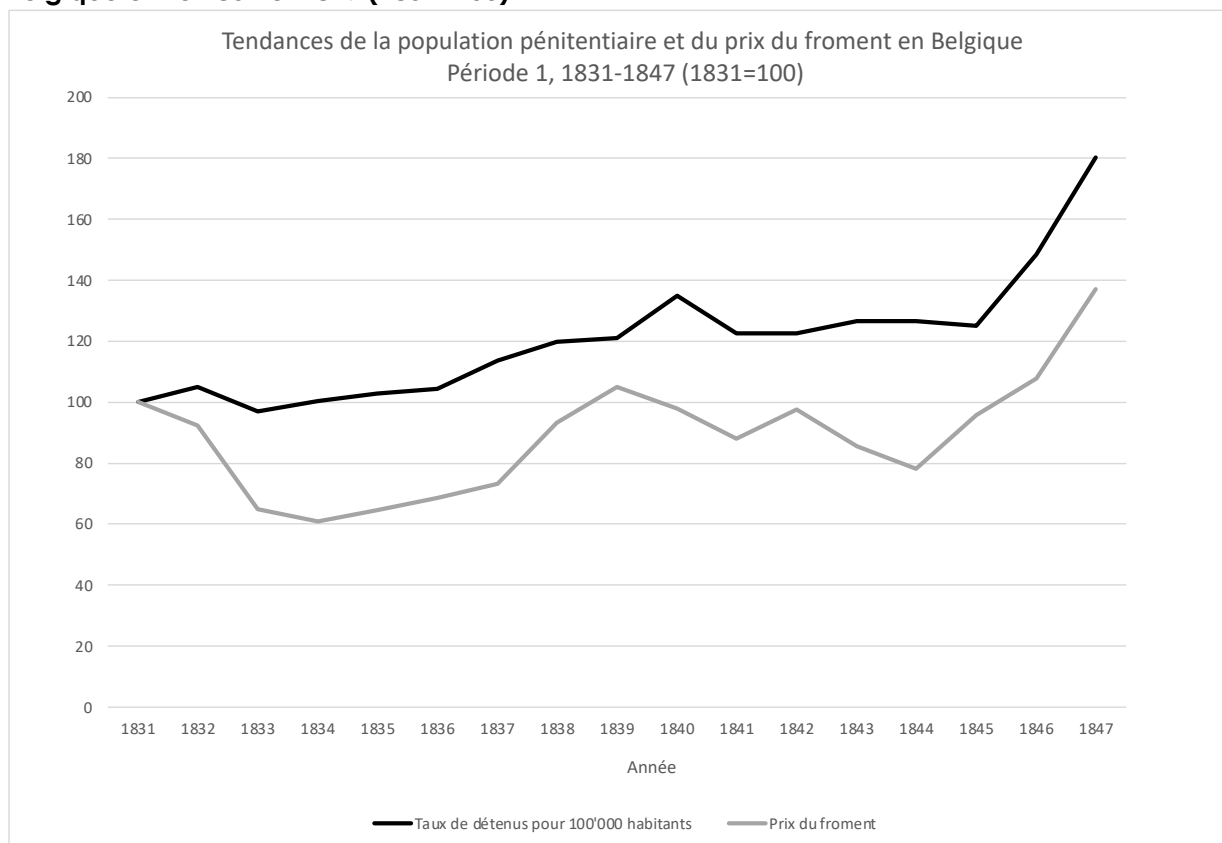
Dans cette section sera présentée une analyse de la relation entre la population enfermée et le contexte économique belge pendant la première période. Les variables économiques analysées dans le contexte de cette période sont le prix du froment, le prix du charbon (ou de la houille) ainsi que le prix de la fonte.

#### 1.1.2a Le prix du froment et la population enfermée

Le Graphique 42 affiche l'évolution du prix du froment et de la population détenue entre 1831 et 1847. Les deux variables présentent une tendance générale à la hausse, comme nous pouvons le voir. En effet, en comparant la dernière et la première année de la période, nous constatons que le prix du froment enregistre une hausse de 37 %, et la population pénitentiaire, comme nous l'avons déjà vu, a augmenté de 80 %.

La hausse enregistrée à la fin de la première période est probablement liée à la crise alimentaire qui frappe la Belgique à partir de 1845, comme nous l'avons vu dans la note historique introductrice (p. 154), qui se reflète aussi au niveau du volume de la population pénitentiaire.

**Graphique 42 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix du froment en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100)**



Les résultats des analyses portant sur la relation entre le prix du froment et la population détenue en Belgique dans le cadre de la première période (présentées en détail en Annexe G, Section 2) suggèrent qu'il existe une relation de cointégration entre les variables, ce qui indique que la population de détenues et le prix du froment présentent à long terme une relation d'équilibre. Les résultats de l'analyse du lien de causalité vont dans le même sens indiquant l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre le prix du froment et la population détenue : des changements ayant lieu dans le volume de cette population précèdent, au niveau statistique, des modifications qui peuvent être observées en termes de prix du froment. De plus, ces deux variables sont fortement et positivement corrélées ( $\rho=0.608$  ;  $p=0.01$ ). À court terme, en revanche, il n'existe pas de dynamique d'évolution entre le prix du froment et la population détenue.

### 1.1.2b Le prix du charbon et la population pénitentiaire

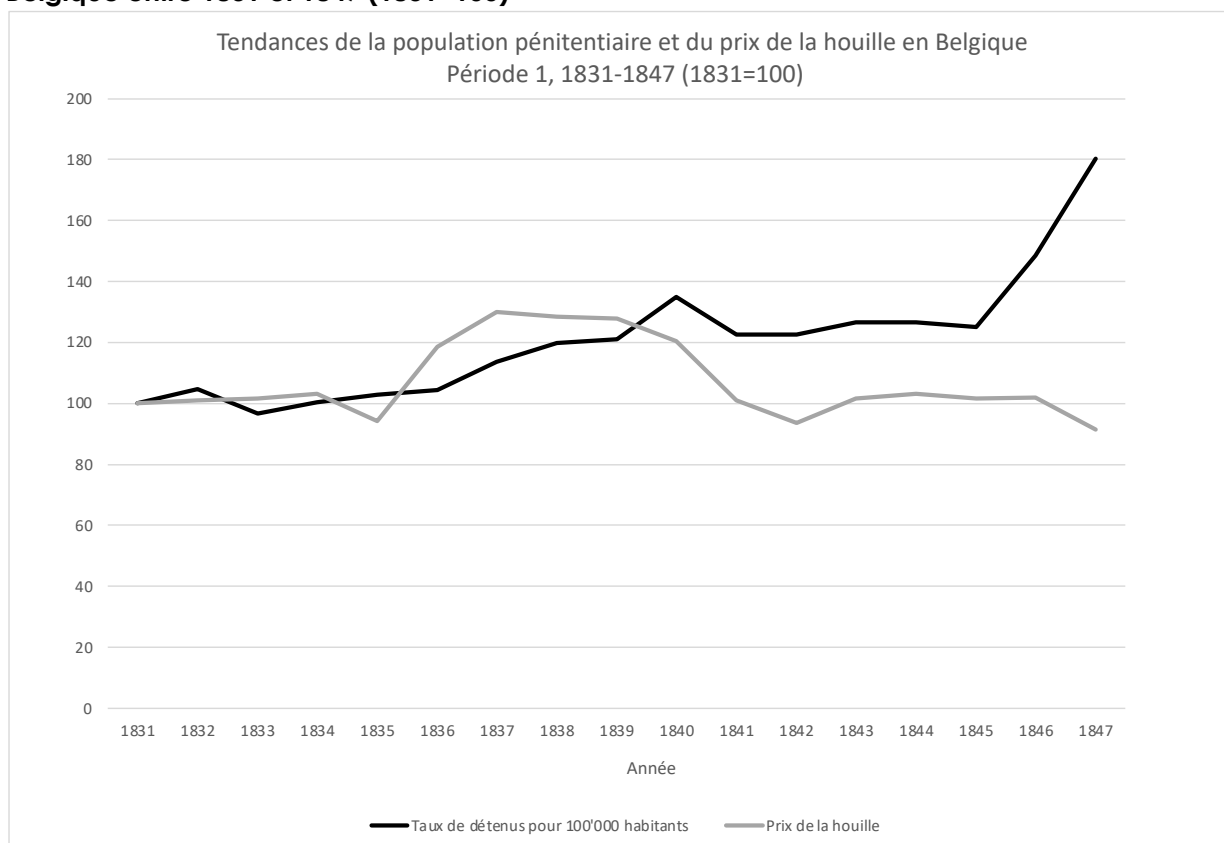
Les tendances du prix de la houille (ou du charbon) et du taux de détenus entre 1831 et 1847 en Belgique sont présentées dans le Graphique 43. D'une manière générale, la population détenue a progressé de 80 % alors que le prix du charbon enregistre une baisse de 8.5 % entre 1831 et 1847.

Nous constatons une hausse du prix de la houille à partir de 1835, en lien avec l'augmentation de la consommation de charbon, suivie d'une légère baisse entre 1839 et 1840, qui devient



beaucoup plus marquée entre 1840 et 1842, fort probablement en raison de problèmes d'écoulement de la houille liés à la hausse de production engendrée par les développements technologiques (Schöller, 1948).

**Graphique 43 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix de la houille en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100)**



Les résultats des différentes analyses (présentés en détail en Annexe G, Section 2) indiquent qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le prix du charbon, ce qui implique qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables. En revanche, l'analyse de causalité (au sens de Granger) selon la procédure Toda-Yamamoto indique l'existence d'une relation causale unidirectionnelle (au sens de Granger) entre ces deux variables dans le sens où, au niveau statistique, tout changement enregistré en termes de volume de la population pénitentiaire précède toute modification qui peut être observée au niveau du prix du charbon. Il n'existe, en revanche, pas de corrélation statistique significative entre les variables ( $\rho=0.01$  ;  $p=0.97$ ).

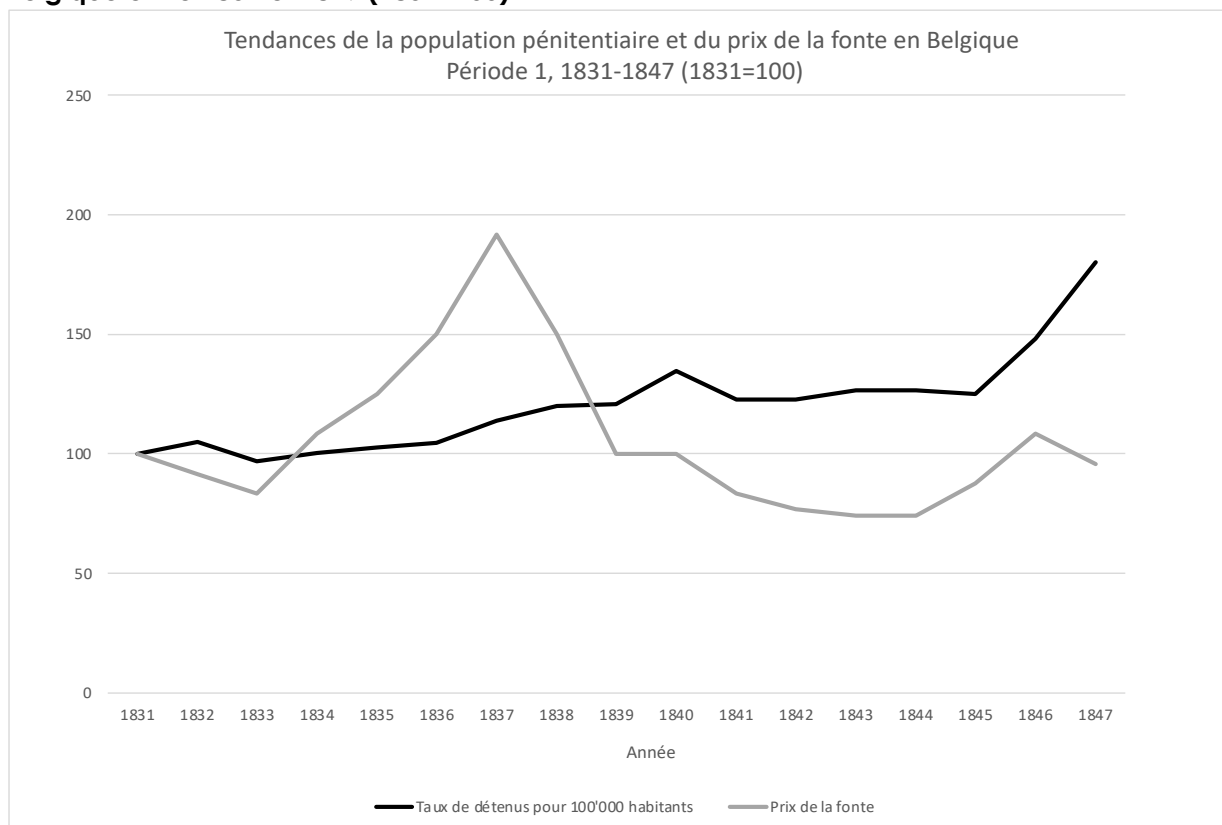
### 1.1.2c Le prix de la fonte et la population enfermée

Les tendances du prix de la fonte et de la population détenue en Belgique entre 1831 et 1846 sont présentées dans le Graphique 44. Alors que le taux de détenus pour 100'00 habitants a progressé de 80 % pendant la première période, le prix de la fonte lui a augmenté de 4.2 %, ce qui finalement se traduit par une stabilité de prix étant donné que le pourcentage de différence

entre la dernière et la première année de la période 1 est inférieur à 5 %.

Nous constatons tout d'abord qu'entre 1831 et 1840 l'évolution des prix de la fonte est semblable à celle du prix de la houille (Graphique 43). À partir de 1833, nous constatons une hausse du prix de la fonte, très probablement associée à l'augmentation de la consommation de ce bien dans le contexte du développement des chemins de fer et de la construction de nouvelles usines (comme nous l'avons vu) associées à l'insuffisance des moyens de transport, ce qui finalement a fait grimper les prix de la matière première (Schöller, 1948 ; Wibail, 1933). À cette hausse, qui culmine en 1837, se suit une chute du prix de la fonte jusqu'en 1839, liée, à l'image de ce que nous avons vu pour le prix de la houille, aux problèmes d'écoulement du produit à la suite du rapide développement des moyens de production. Cette chute est plus marquée au pour le prix de la fonte par rapport à celui de la houille, car les progrès au niveau de l'exploitation des mines de charbon ont été plus lents (Schöller, 1948). À partir de 1844, le prix de la fonte grimpe une nouvelle fois avant de baisser à partir de 1846, une période marquée, comme nous l'avons vu, par la crise alimentaire et textile (Vanneste, 2001).

**Graphique 44 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix de la fonte en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100)**



Pour ce qui est de la relation entre le prix de la fonte et la population détenue en Belgique dans le contexte de la première période, les résultats (détaillés en Annexe G, Section 2) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables ce qui, en d'autres mots, signifie qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre

elles. En revanche, les résultats du test de causalité (au sens de Granger) indiquent que les variations du prix de la fonte succèdent les changements observés en termes de proportion de personnes détenues étant donné qu'il existe une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre les variables. En revanche, aucune corrélation statistique significative n'a été mise en lumière par l'analyse de corrélation ( $\rho = -0.192$  ;  $p = 0.461$ ).

### 1.1.3. PRINCIPAUX RÉSULTATS DE LA PREMIÈRE PÉRIODE BELGE (1831-1847)

Le Tableau 12 résume les principaux résultats obtenus lors de l'analyse du lien entre l'activité des différentes instances impliquées dans la procédure pénale belge (indicateurs indirects de la criminalité), l'économie et le taux de détention en Belgique pendant la première période, qui s'étend de 1831 à 1847. S'il existe une dynamique d'évolution à court et long terme entre la population de détenue et l'activité des tribunaux correctionnels et des cours d'assises, l'activité des parquets présente uniquement une dynamique d'évolution à court terme avec cette même population.

**Tableau 12: Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en Belgique dans le contexte de la première période**

	Cointégration	Évolution dynamique des variables...		Causalité	Corrélation ( $\rho$ )
		À long terme	À court terme (2 ans)		
<b>Criminalité et détention</b>					
Activité des parquets	Non	Non		Non	Non
Activité des tribunaux correctionnels	Non	Non		Oui ( $T_c \leftrightarrow D$ )	Oui (+)
Activité des cours d'assises	Non	Non		Non	Non
<b>Économie et détention</b>					
Prix du froment	Oui (+)	Oui (+)	Non	Oui ( $D \rightarrow Fr$ )	Oui (+)
Prix du charbon	Non	Non		Oui ( $D \rightarrow C$ )	Non
Prix de la fonte	Non	Non		Oui ( $D \rightarrow Fo$ )	Non

**Légendes :** D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; Tc = Taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants ; Fr= prix du froment ; C= prix du charbon ; Fo= prix de la fonte.

Par rapport au lien entre criminalité et taux de détention, nous avons pu constater qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre le volume de la population pénitentiaire et l'activité des parquets ainsi que celle des cours d'assises, ce qui implique l'inexistence de quelque dynamique d'évolution à long terme entre les variables, que ce soit à long ou court terme. Pour ce qui est du court terme d'ailleurs, l'estimation des dynamiques d'évolution à court terme dans un modèle VECM implique l'existence d'une relation de cointégration. Si cette relation n'est pas significative, il n'est pas possible d'estimer le modèle VECM. Au-delà de ça, les variables relatives

à l'activité des parquets et de cours d'assises ne sont liées par aucune relation de causalité (au sens de Granger) ou de corrélation ( $\rho$ ) à la population pénitentiaire.

Pour ce qui est de la relation entre le contexte économique et la population détenue, le seul indicateur économique présentant une relation de cointégration avec le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est le prix du froment. Il s'avère en effet qu'il existe une dynamique d'évolution entre ces deux variables à long terme qui indique une haute vitesse d'ajustement des déviations dans le but d'atteindre l'équilibre à long terme. En revanche, aucune dynamique d'évolution à court terme n'a été détectée. Nous avons également constaté qu'il existe une relation causale (au sens de Granger) et unidirectionnelle entre ces deux variables de sorte que toute modification enregistrée au niveau de la population détenue se fera suivre, dans le temps, d'un changement au niveau du prix du froment. Ces deux variables sont aussi positivement et significativement corrélées, des résultats qui rejoignent ceux obtenus lors de l'analyse de cointégration où nous avons aussi eu l'occasion de constater que la relation entre les deux variables était positive.

Finalement, si le prix du charbon et celui de la fonte ne sont ni cointégrés ni corrélés à la population détenue, il existe dans les deux cas une relation de causalité (au sens de Granger) unidirectionnelle entre les variables, de sorte que toute modification ayant lieu au niveau de la population pénitentiaire précédera, en termes statistiques, les changements qui peuvent être observés au niveau du prix du charbon. Ces résultats rejoignent ceux obtenus lors de l'analyse de la relation entre le prix du froment et le volume de la population.

De manière générale, les analyses nous permettent de constater différents points :

- a) La criminalité telle que mesurée par l'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale n'a généralement pas d'effet sur la population détenue.
- b) À long terme, le prix du froment est la seule variable économique qui évolue de manière dynamique avec la population pénitentiaire. Ces variables sont aussi liées par une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle. En considérant les résultats des deux analyses, toute hausse du volume de la population détenue sera suivie, dans le temps, d'une hausse du prix du froment. Les résultats de l'analyse de corrélation ( $\rho$ ) rejoignent ceux de l'analyse de cointégration en indiquant l'existence d'une relation positive entre les variables ;
- c) Le prix de la houille et de la fonte sont aussi causalement liés (au sens de Granger) à la population détenue : à toute hausse de cette population se suivra, dans le temps, une hausse dudit prix ;
- d) En termes statistiques, les changements que l'on peut observer au niveau du volume de la population détenue précèdent ceux qui s'enregistrent sur le prix du froment, du charbon et de la fonte.
- e) Si les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) suggèrent que les changements au niveau du volume de la population détenue ont lieu, dans le

temps, avant les changements enregistrés dans les prix du froment, du charbon et de la fonte, il convient de mentionner qu'une telle analyse nous donne uniquement des informations quant à la survenance des événements dans le temps, les résultats ne nous permettant pas de tirer des conclusions ni quant à la magnitude ni quant à la nature de ce lien. De plus, il est possible que des variables tierces interviennent dans les relations entre les différents indicateurs éconobomiques et le volume de la population détenue. Ainsi, ces résultats doivent être interprétés avec précaution et en tenant compte non seulement du type d'information fournit par l'analyse de causalité (au sens de Granger), mais aussi de la potentielle influence de variables tierces sur la relation entre le contexte économique et l'emprisonnement dans le monde réel.

- f) Le Tableau 12 nous permet de constater quelques différences au niveau des résultats en fonction du type de technique d'analyse considérée.

## 1.2. DEUXIÈME PÉRIODE : DE 1848 À 1939

Nous assistons, pendant la deuxième période, à la naissance du mouvement ouvrier et à la transformation d'une économie purement agricole à une économie également axée sur l'industrie. En effet, depuis la crise alimentaire de 1846, la peur de se retrouver dans une situation semblable se traduit par une hausse de l'importation de produits alimentaires, dont les céréales, ce qui finira, d'un côté, par freiner l'économie agricole (Vanneste, 2001) et, de l'autre, par faire dépendre la Belgique d'autres pays pour assurer les besoins alimentaires de la population. Cette situation fait varier considérablement les prix, comme nous pouvons le constater au niveau du Graphique 48 concernant les prix du froment, dont les fluctuations initiales (très marquées) sont expliquées par des prohibitions instaurées par la France en matière d'exportation et par la guerre contre la Crimée, la France et l'Europe occidentale étant deux des principaux fournisseurs de la Belgique (Delfosse, 1990).

D'un autre côté, la demande de main-d'œuvre pour l'industrie s'accroît et en 1868 on parle même de pénurie de main-d'œuvre agricole. La main-d'œuvre agricole se fait en effet tellement rare qu'en 1873, le prix de la journée de travail en agriculture est deux fois plus élevé qu'en 1858 (Vanneste, 2001). Nous pouvons d'ailleurs voir l'impact de cette pénurie au niveau du prix du froment dans le Graphique 48. Face à la hausse des importations de céréales, l'élevage prend gentiment la place de la cultivation, les prix des biens agricoles chutent, alors même que le pays traverse une période de prospérité et sécurité économiques, le chômage est au plus bas et les salaires s'améliorent (Vanneste, 2001).

À partir de 1860 nous assistons à une baisse de l'activité criminelle qui a fortement augmenté à partir du milieu du siècle XIX<sup>e</sup> (Didier, 2017), comme nous l'avons vu dans le survol historique relatif à la première période (p. 154), une baisse qui est liée, selon Didier (2017) à un adoucissement des peines, et qui conduit notamment à la fermeture de prisons et à la création de lois sur la détention préventive, sur le vagabondage et sur les circonstances atténuantes (Vanneste,

2001). Dans le Graphique 47, nous pouvons d'ailleurs constater une baisse générale non seulement de l'activité des cours d'assises, mais aussi du volume de la population détenue à partir des années 1860.

Les années 1860 marquent aussi le début d'une lente amélioration des conditions économiques, ce qui contribue également au recul de la criminalité due à la crise économique (Didier, 2017). En 1873, débute la grande récession et les années comprises entre 1884 et 1896 sont caractérisés comme les plus sombres au niveau économique. Plusieurs grèves, manifestations et répressions sanglantes<sup>45</sup> ont lieu (Vanneste, 2001).

En 1914 éclate la Première Guerre mondiale, et la récession économique refait surface en 1920. C'est aussi en 1920 que l'assurance chômage voit le jour, suivi en 1925 par l'assurance vieillesse et en 1930 par les allocations familiales obligatoires (Vanneste, 2001).

En 1927, la population belge assiste à un bond des salaires et de la consommation, mais fait ensuite face à une nouvelle période de récession caractérisée par une hausse conséquente du chômage. Nous pouvons d'ailleurs voir dans le Graphique 52 que le pouvoir d'achat baisse à partir de 1928, et en 1930 le PIB enregistre lui aussi une chute (Graphique 56). L'économie belge s'effondre et ne s'améliorera qu'à partir de 1935. Comme nous pouvons le voir, l'économie belge est considérablement instable pendant cette période, mais c'est aussi à ce moment que l'on voit le volet social de l'état se développer, notamment à travers la création des différentes assurances et allocations mentionnées (Vanneste, 2001).

À partir de 1935, l'économie se rétablit gentiment, un rétablissement qui se fait surtout sentir à travers la baisse du chômage, même s'il finira par remonter entre 1938 et 1939. C'est aussi en 1936 qu'est instauré le salaire minimum et les congés payés, le temps de travail est réduit, les salaires augmentent, tout comme la consommation (Vanneste, 2001).

Cette deuxième période se termine juste avant le début de la Deuxième Guerre mondiale.

### 1.2.1. CRIMINALITÉ ET DÉTENTION EN BELGIQUE ENTRE 1848 ET 1939

À l'image du sous-chapitre précédent, cette section intègre les résultats des analyses de la relation entre criminalité et détention en Belgique dans le contexte de la deuxième période, qui s'étend sur presque 100 ans (1848-1939).

#### 1.2.1a La population pénitentiaire et la criminalité mesurée à travers l'activité des parquets

Le Graphique 45 présente les tendances enregistrées au niveau de l'activité des parquets et de la population pénitentiaire en Belgique entre 1848 et 1939.

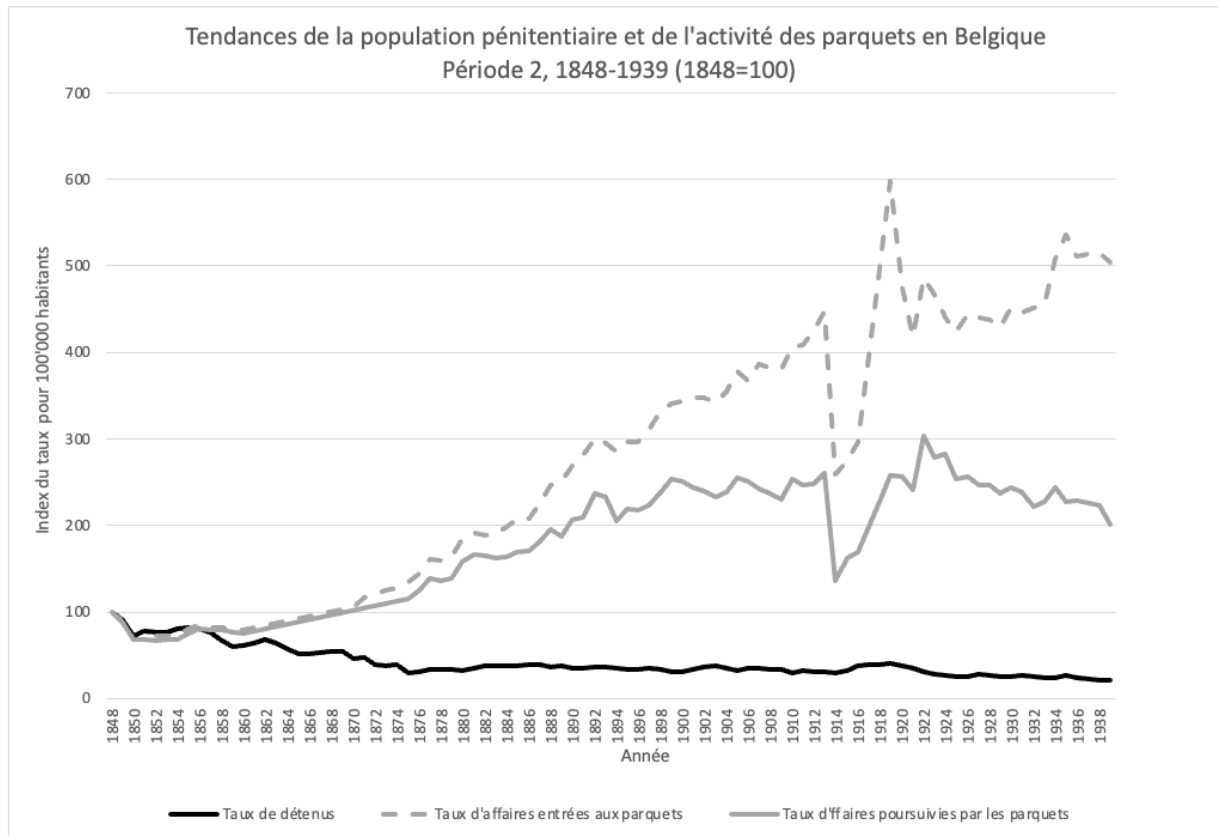
Si d'un côté nous constatons une tendance générale à la baisse au niveau des populations détenues, nous pouvons aussi voir que l'activité des parquets a, d'une manière générale,

---

<sup>45</sup> A titre d'exemple, une manifestation ayant eu lieu au printemps 1888 s'est traduite par une vingtaine de mort, une trentaine de blessés, plusieurs arrestations et des condamnations très sévères à des peines de travaux forcés à temps qui vont de 2 à 20 ans.

augmenté au cours de la deuxième période sous analyse (1848-1939), malgré une chute marquée pendant la Première Guerre mondiale. En comparant 1939 à 1848, le taux de détenus pour 100'000 habitants affiche une baisse de 32 % alors que l'activité des parquets affiche une hausse de 530 % au niveau des affaires entrées et de 156 % en termes d'affaires poursuivies.

**Graphique 45: Tendances de l'activité des parquets et du taux de détenus pour 100'000 habitants en Belgique entre 1848 et 1939 (1848=100)**



Afin de faciliter l'analyse et l'interprétation, nous allons nous pencher sur chacune des variables traduisant l'activité des parquets de manière individuelle et étudier leur lien avec le taux de détenus pour 100'000 habitants.

### Les affaires entrées aux parquets et la population pénitentiaire

Les résultats des analyses (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 1) suggèrent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre l'activité des parquets telle que mesurée par les affaires entrées, et la population détenue. Il existe, néanmoins, une relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle entre les variables. Ces variables sont aussi fortement et négativement corrélées ( $\rho = -0.736$ ,  $p < 0.019$ ).

### Les affaires poursuivies par les parquets et la population enfermée

Pour ce qui est de la relation entre la population pénitentiaire et l'activité des parquets au niveau des affaires poursuivies par ces instances, les résultats des analyses (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 1) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune relation de

cointégration entre le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants et le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants. En d'autres termes, il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le volume d'affaires poursuivies par les parquets. En revanche, les résultats de procédure de Toda-Yamamoto indiquent que les variables sont liées par une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle : tout changement enregistré en termes de volume d'affaires poursuivies par les parquets est suivi, dans le temps, de variations de la population détenue. Les variables sont aussi modérément et négativement corrélées ( $\rho = -0.564, p < 0.01$ ).

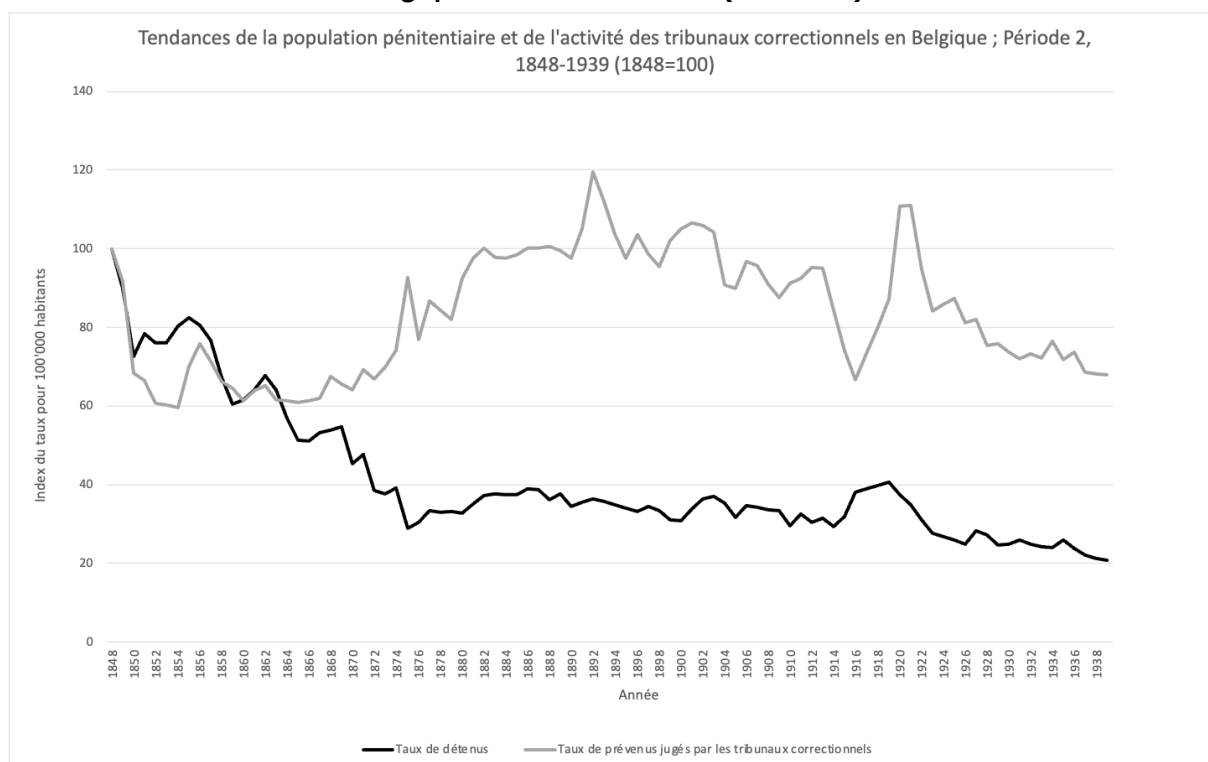
### 1.2.1b La population détenue et la criminalité mesurée à travers l'activité des tribunaux correctionnels (1848-1939)

Les tendances de la population détenue et de l'activité des tribunaux correctionnels (en fonction du volume de prévenus jugés par ces instances) entre 1848 et 1939 sont présentées dans le Graphique 46.

Nous pouvons voir que le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants atteint son sommet en 1892, en pleine grande récession (Vanneste, 2001), et enregistre sa valeur la plus faible en 1854, alors même que la Belgique traverse une période de crise alimentaire (Vanneste, 2001).

Si l'on compare la dernière et première année de la période, nous constatons une baisse générale au niveau des deux variables : Le volume de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels baisse de 32 % alors que celui de la population détenue décroît de 79 %.

**Graphique 46 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des tribunaux correctionnels en Belgique entre 1848 et 1939 (1848=100)**





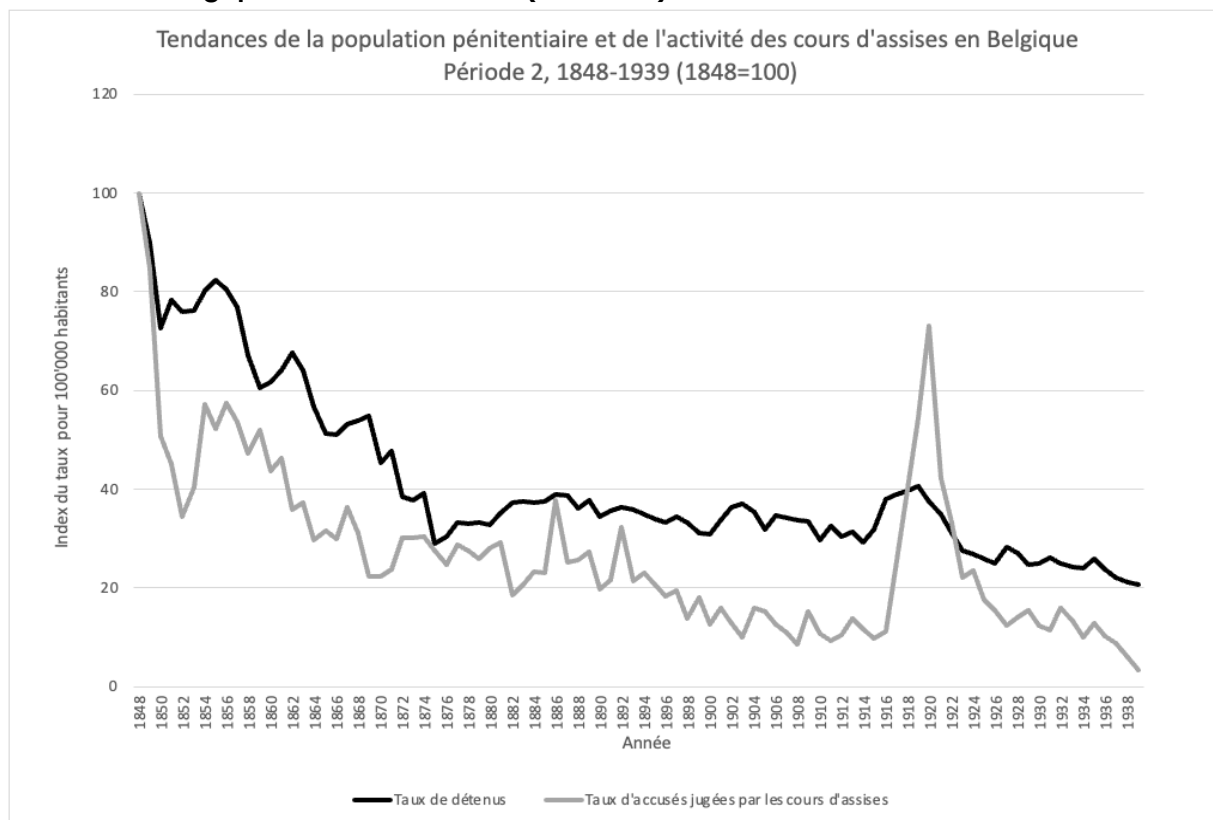
Pour ce qui est de l'analyse statistique de la relation entre l'activité des tribunaux correctionnels et le volume de la population détenue en Belgique dans le cadre de la deuxième période, les résultats (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 1) indiquent qu'il n'existe aucun lien de cointégration (ou en d'autres mots de dynamique d'évolution à long terme) entre les variables, pas plus qu'il n'existe une relation causale (au sens de Granger) statistiquement significative entre elles. En revanche, le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants et le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sont significativement, faiblement et négativement corrélés en termes statistiques ( $\rho=-0.275$ ,  $p<0.01$ ).

### 1.2.1c La population détenue et la criminalité mesurée à travers l'activité des cours d'assises (1848-1939)

Le Graphique 47 présente les tendances de l'évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du taux d'accusés jugés par les cours d'assises, pour 100'000 habitants au cours de la deuxième période d'analyse. Nous constatons, en premier lieu, une chute vertigineuse de l'activité des cours d'assises dès le début de la deuxième période (1848-1852), juste après avoir atteint son sommet en 1847 (voir Graphique 41), qui peut être expliqué par la création antérieure de plusieurs législations qui ont « progressivement permis le glissement d'un certain nombre d'affaires des cours d'assises vers les tribunaux correctionnels » (Vanneste, 2001, p.77). Ensuite, nous constatons facilement l'impact de la Première Guerre mondiale dans l'activité des cours d'assises, une activité qui a fortement progressé une fois la guerre terminée, chutant de manière tout aussi marquée après 1920.

Les deux variables suivent une tendance générale à la baisse : si l'on compare 1939 à 1848, le taux de détenus a diminué de 79 % et l'activité des cours d'assises de 97 %.

**Graphique 47 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des cours d'assises en Belgique entre 1879 et 1939 (1879=100)**



Les résultats des analyses portant sur la relation entre l'activité des cours d'assises et la population enfermée en Belgique dans le cadre de la deuxième période (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 1) nous permettent de conclure qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les deux variables. Les résultats de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger), en revanche, suggèrent qu'il existe une relation unidirectionnelle entre le taux d'accusés jugés par les cours d'assises et le taux de détenus (tous deux pour 100'000 habitants), les changements enregistrés sur ce dernier précédant ceux observés sur la première. Il existe également une corrélation statistique significative positive et de forte intensité entre l'activité des cours d'assises et la population pénitentiaire, de sorte que toute hausse de l'une entraîne la hausse de l'autre ( $\rho=0.778$ ,  $p<0.01$ ).

### 1.2.2. ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT EN BELGIQUE ENTRE 1848 ET 1939

Ce sous-chapitre intègre les analyses des relations entre les différentes variables économiques retenues pour cette deuxième période et la population détenue en Belgique. Les variables économiques en question sont le prix du froment, de la fonte et du charbon, l'indice de production industrielle, l'inflation estimée, le pouvoir d'achat, le pourcentage de personnes sans emploi et le PIB.

### 1.2.2a Le prix du froment et la population détenue

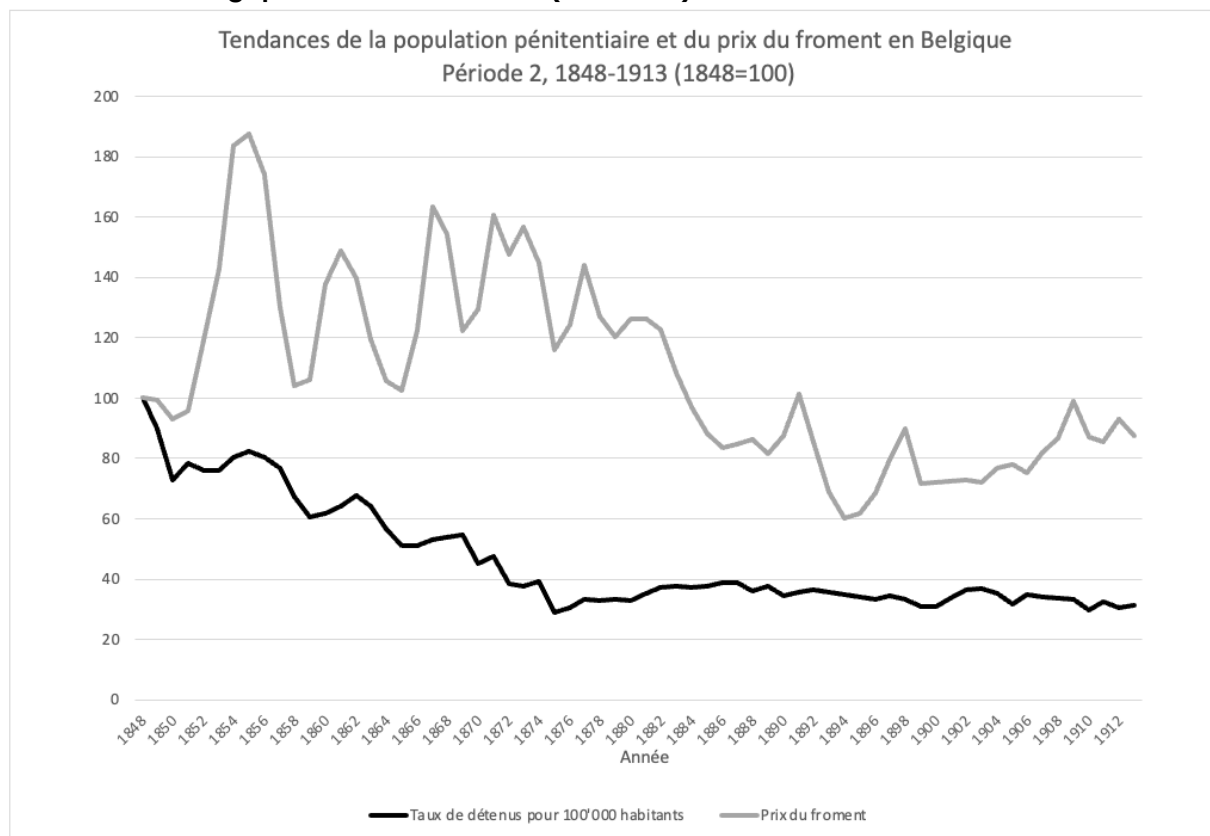
Le Graphique 48 présente les tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix du froment en Belgique entre 1848 et 1939.

Comme nous pouvons le voir, les données relatives au prix du froment sont uniquement disponible jusqu'à 1913, alors que le volume de la population détenue est connu jusqu'en 1939. Afin d'analyser la relation entre les deux variables, nous ne considérons donc que les années pour lesquelles nous avons des données disponibles pour les deux variables en simultanée. Ainsi, si l'on compare 1913 à 1848, le prix du froment a baissé 12 % et la population pénitentiaire de 69 %.

Nous pouvons voir, dans ledit graphique, une hausse considérable du prix du froment à partir de 1850, liée non seulement, selon Gadisseur (s. d.) « au mouvement démographique qui venait (...) compromettre l'équilibre alimentaire de l'Europe », mais aussi à « l'industrialisation et à l'amélioration des niveaux de vie » (p.126) qui fit augmenter la demande de froment. Selon Delfosse (1990), cette hausse est aussi conséquence de la prohibition d'exportation de froment et d'épeautre instaurée par la France (un des principaux fournisseurs de ces biens alimentaires). L'Europe occidentale étant une des principales sources d'approvisionnement en grains de l'Europe, la guerre contre la Crimée, qui débute en 1854 et qui conduit à la fermeture des ports de la Mer Noire, a également eu un impact sur le prix du froment (Delfosse, 1990), qui atteint sa valeur maximum en 1856. Entre 1856 et 1858, le prix de ce bien alimentaire baisse drastiquement, conséquence des modifications législatives concernant l'importation de biens alimentaires favorisant la libre entrée et prohibant la sortie de ces biens (Delfosse, 1990).

La hausse que l'on constate ensuite s'explique probablement par la pénurie de main-d'œuvre agricole produite par les besoins croissants de l'industrie (Vanneste, 2001). Nous constatons que le prix du froment oscille jusqu'en 1877, influencé aussi par la qualité des récoltes et par la concurrence américaine (Gadisseur, s.d.). À partir de là, nous percevons une baisse générale jusqu'en 1894, année à laquelle le prix du froment atteint sa valeur la plus basse, puis une hausse générale jusqu'à la fin de la série.

**Graphique 48 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix du froment en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100)**



Les analyses (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 2) nous permettent de constater que les variables ne sont pas cointégrées, ce qui indique, donc, qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre le prix du froment et la population détenue en Belgique dans le contexte de la deuxième période.

Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) selon la procédure de Toda-Yamamoto indiquent, en contrepartie, l'existence d'une relation unidirectionnelle entre les deux variables dans laquelle le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants assume le rôle de variable indépendante. Les variables sont aussi significativement, positivement et modérément corrélées ( $\rho=0.495$ ,  $p<0.01$ ).

### 1.2.2b Le prix de la houille et la population pénitentiaire

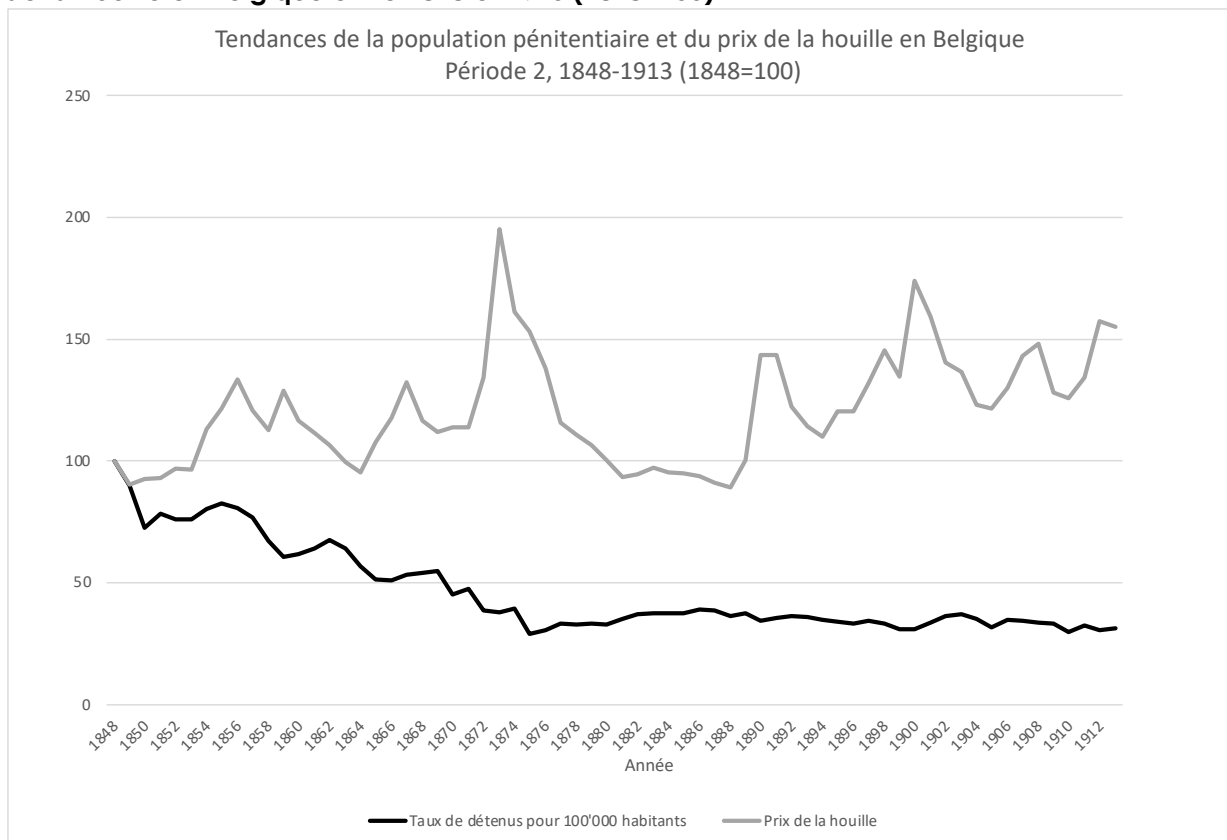
Les tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix de la houille entre 1848 et 1939 en Belgique sont présentées dans le Graphique 49. Comme nous le constatons, et à l'image de ce qu'il se passait pour le prix du froment, les données relatives au prix de la houille ne sont pas disponibles pour l'ensemble de la période. Dans ce contexte, les analyses portent sur les années pour lesquelles des données sont disponibles au niveau des deux variables.

Nous pouvons voir que le prix de la houille atteint son pic en 1873, possiblement suite à la hausse de la demande en lien avec le développement des chemins de fer, comme le mentionne Gadisseur (s. d.). Cependant, à partir de là, les prix de la houille chutent. Selon Bruwier (s. d.), la

rapide croissance des charbonnages allemands a fait baisser les prix de la houille belge, impactant aussi la compétitivité de la Belgique en matière de charbon. C'est aussi à ce moment que le monde fait face à la crise industrielle, qui fait baisser la demande (Gadisseur, s. d.). À partir de 1888, nous pouvons voir que le prix de la houille augmente à nouveau de manière générale jusqu'à la fin du siècle, ce qui peut être expliqué par la rareté de main-d'œuvre selon Bruwier (s. d.).

Si l'on compare 1913 à 1848, le prix de la houille a augmenté 55 % alors que la population pénitentiaire présente une diminution de 69 %, les variables présentant, ainsi, des tendances générales opposées.

**Graphique 49 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix de la houille en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100)**



Selon les résultats des différentes analyses conduites au niveau de la relation entre le prix de la houille et le volume de la population détenue en Belgique pendant la deuxième période (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 2) il n'existe, entre ces variables, aucune relation de cointégration qui soit statistiquement significative. En d'autres mots, il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le prix de la houille. Les résultats obtenus lors de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) vont dans le même sens puisqu'aucune relation causale (au sens de Granger) statistiquement significative n'a été retrouvée entre les variables alors que, au contraire, les valeurs du coefficient de Spearman

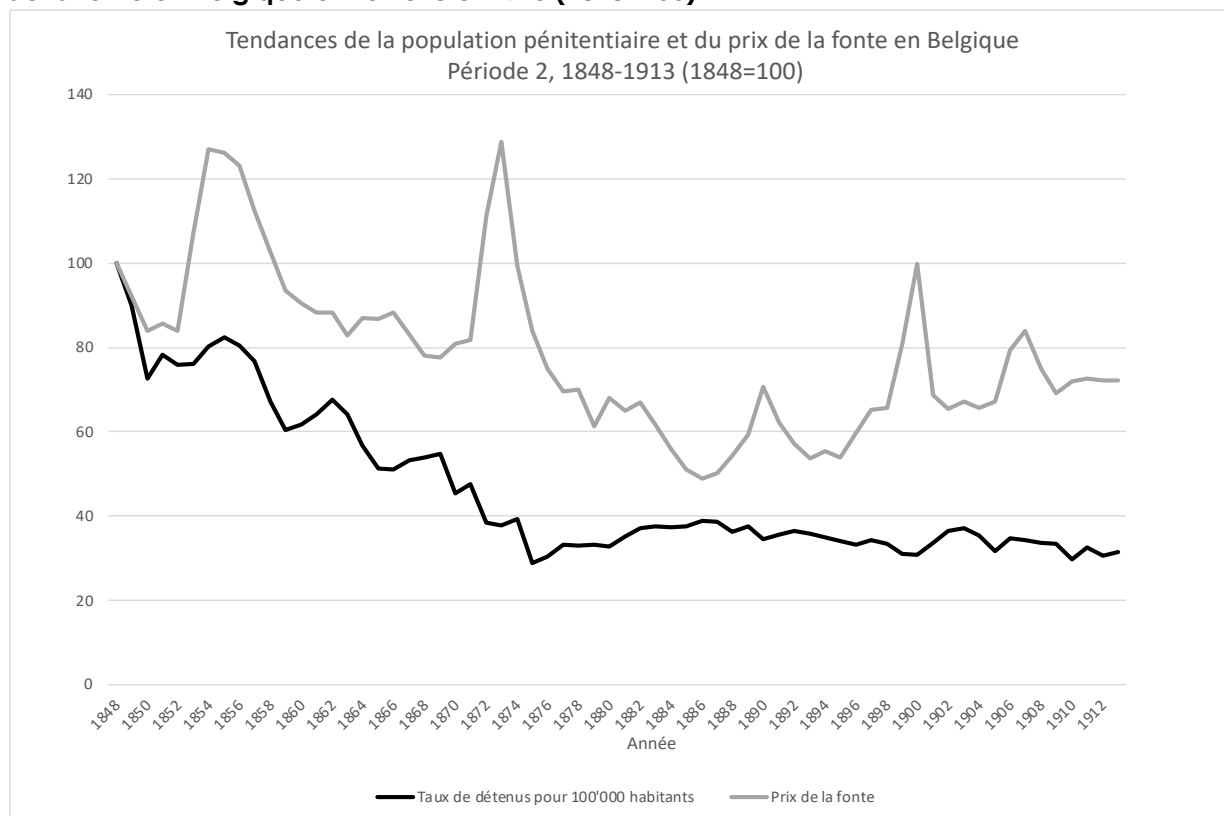
indiquent que les deux variables sont significativement, modérément et négativement corrélées en termes statistiques ( $\rho = -0.483$ ,  $p < 0.01$ ).

### 1.2.2c Le prix de la fonte et la population détenue

Les tendances de la population pénitentiaire et du prix de la fonte en Belgique entre 1848 et 1939 sont présentées dans le Graphique 50.

Au niveau du prix de la fonte, nous constatons une hausse remarquable à trois moments différents, l'un en 1854, en pleine phase de révolution industrielle (Vandermotten, 1985), qui se suit d'ailleurs par une période de forte baisse du prix de la fonte, à laquelle a contribué l'invention d'un nouveau procédé d'affinage industrielle de ce matériel (La Fonderie, s. d.) ; l'autre en 1873, où le prix de la fonte atteint d'ailleurs sa valeur la plus élevée à cause du développement des chemins de fer et de la hausse de la demande qui y est associée (Gadisseur, s. d.), ce qu'il s'est également passé au niveau du prix de la houille, comme nous venons de le voir (Graphique 49) ; un pic qui a lieu au début de la grande dépression (Bruwier, s. d.) ; puis, finalement une dernière hausse à la fin du siècle XIX<sup>e</sup>, une fin de siècle marqué aussi par le terme d'une grave crise économique (Vanneste, 2001). Nous remarquons pareillement que le prix de la fonte atteint sa valeur la plus basse en 1886, en pleine crise industrielle (Bruwier, s. d. ; Gadisseur, s. d. ; Wibail, 1933). En analysant les tendances générales au cours des années pour lesquelles des données sont disponibles pour les deux variables, nous constatons une baisse générale de 69% de la population détenue et de 28% du prix de la fonte.

**Graphique 50 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix de la fonte en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100)**



Les résultats des différentes analyses (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 2) suggèrent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre les variables, étant donnée que les variables ne sont pas cointégrées. Pourtant, il existe une relation causale (au sens de Granger) entre le prix de la fonte et la population détenue, les résultats indiquant que les variations du prix de la fonte succèdent celles de la proportion de détenus varie, tout comme il existe une corrélation statistique significative, positive et de forte intensité entre ces deux variables ( $\rho=0.530$ ,  $p<0.01$ ).

### 1.2.2d Le pouvoir d'achat et la population détenue

Puisque les données relatives au pouvoir d'achat sont issues de deux sources différentes en fonction des années, et qu'il semble évident que l'estimation de cette variable varie en fonction de ces sources, c'est pourquoi les deux séries de données ont été conservées individuellement. Ceci signifie, ainsi, que l'analyse du lien entre la population détenue et le pouvoir d'achat se fait en deux temps, dans un premier temps nous nous penchons sur ce lien entre 1848 et 1913, et dans un deuxième temps entre 1920 et 1939, à l'image aussi de ce que nous avons déjà fait en France pour cette même variable (et l'indice de production industrielle).

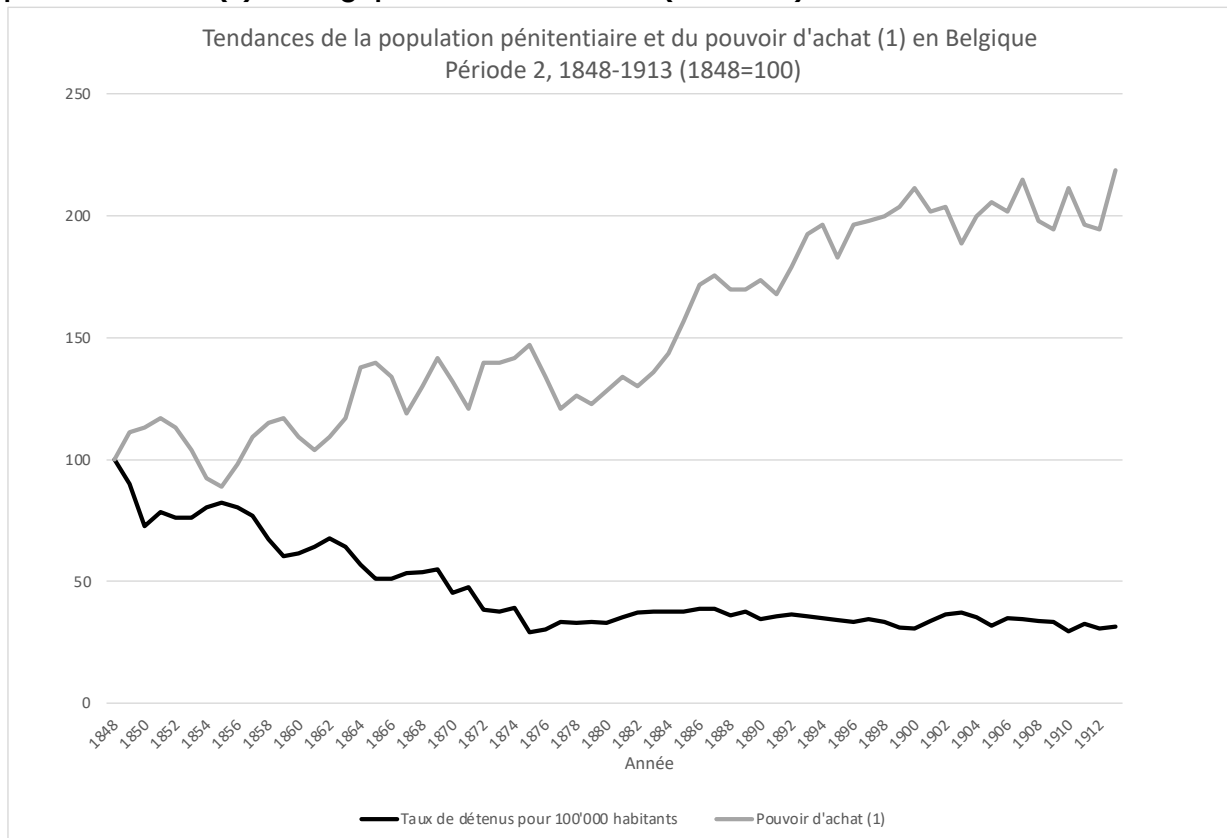
#### **Le pouvoir d'achat et la population détenue entre 1848 et 1913**

Le Graphique 51 affiche les tendances du pouvoir d'achat et de la population détenue en Belgique entre 1848 et 1913.

Les périodes de baisse enregistrées au niveau du pouvoir d'achat correspondent généralement aux périodes de crises conjoncturelles — au début des années 1850 (Bruwier, s. d.) par exemple — et de dépression — comme celle qui débute dans les années 1870 (Bruwier, s. d. ; Gadisseur, s. d. ; Wibail, 1933).

Nous constatons d'ores et déjà que les variables suivent une tendance opposée : alors que la population pénitentiaire a, d'une manière générale, baissé (-69 %), le pouvoir d'achat a globalement augmenté (+118 %), malgré les évidentes fluctuations sur l'ensemble de la période qui peuvent être expliquées par l'alternance entre des périodes de prospérité économique, comme entre les années 1860 et 1870 (Vanneste, 2001), et des périodes de crise économique, comme entre 1870 et la fin du XIX<sup>e</sup> siècle (Vanneste, 2001).

**Graphique 51 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (1) en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100)**



Les résultats des différentes analyses conduites sur la relation entre le pouvoir d'achat et la population détenue en Belgique entre 1848 et 1913 (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 2) indiquent que les variables ne sont pas cointégrées (il n'existe ainsi aucune dynamique d'évolution à long terme entre elles), tout comme il n'existe d'ailleurs pas de relation de causalité (au sens de Granger) entre elles, bien que le pouvoir d'achat et la population carcérale soient significativement, négativement et fortement corrélées en termes statistiques ( $\rho = -0.763, p < 0.01$ ).

### **Le pouvoir d'achat et la population détenue (1921-1939)**

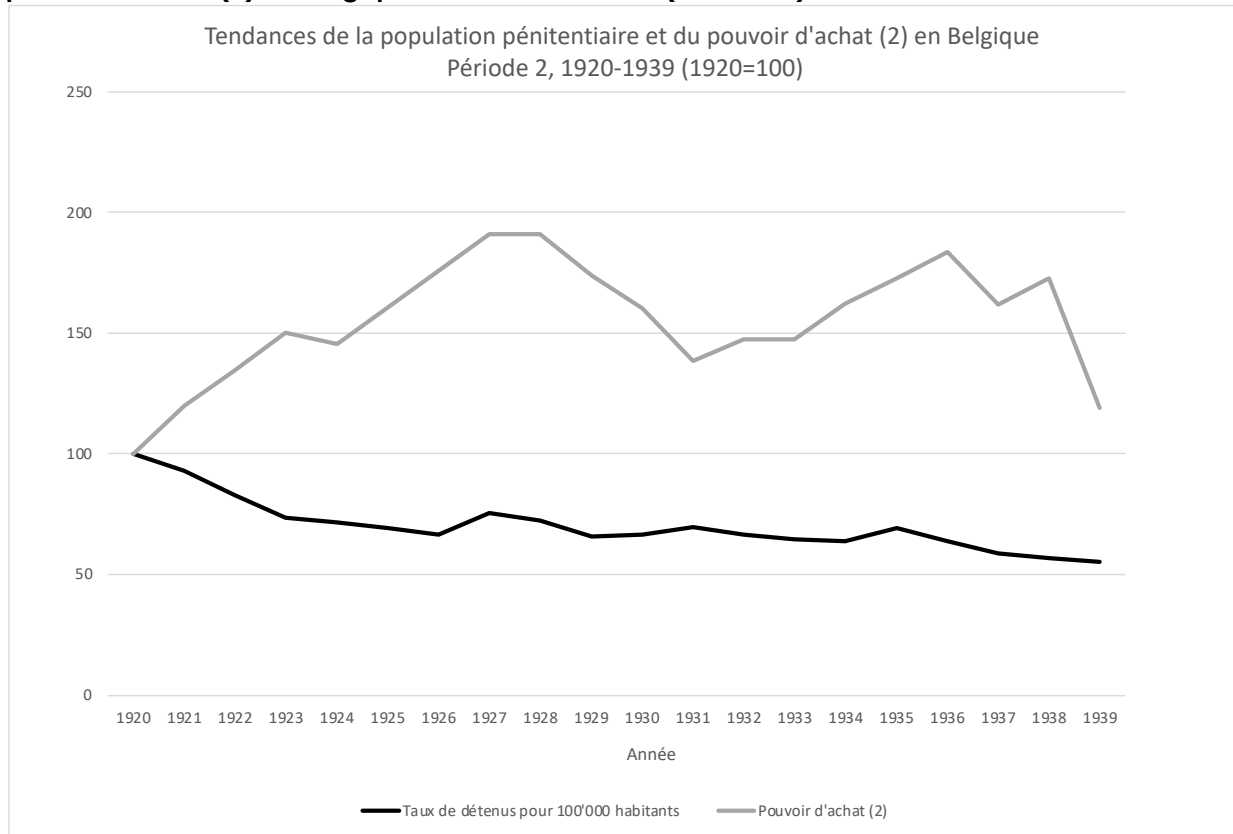
Aussi dans le contexte de la deuxième période, le Graphique 52 présente les tendances de la population détenue et du pouvoir d'achat, mais cette fois-ci entre 1921 et 1939.

Nous pouvons voir une forte augmentation du pouvoir d'achat entre 1921 et 1926, juste après la Première Guerre mondiale, ce qui a certainement contribué à son augmentation. C'est aussi en 1920 que l'assurance chômage voit le jour (Vanneste, 2001) ce qui peut aussi expliquer cette augmentation, suivie d'une chute jusqu'en 1931, en période de récession économique (Vanneste, 2001) et d'une nouvelle hausse jusqu'en 1937, conséquence d'un rétablissement de l'économie belge (Vanneste, 2001). À partir de là, et jusqu'en 1939, le pouvoir d'achat diminue une nouvelle fois, en syntonie avec l'augmentation du chômage (Vanneste, 2001).



En comparant ces deux années, nous constatons une baisse au niveau du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants (-45 %) et une hausse du pouvoir d'achat (+19 %).

**Graphique 52: Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (2) en Belgique entre 1921 et 1939 (1921=100)**



Entre 1921 et 1939, les résultats des analyses de la relation entre le pouvoir d'achat et la population détenue en Belgique (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 2) indiquent qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre ces deux variables. L'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) aboutit à des résultats similaires puisqu'il s'avère que les variables ne sont pas liées par un lien de causalité (au sens de Granger). De plus, il n'existe aucune corrélation ( $\rho$ ) statistique significative entre le pouvoir d'achat et la population détenue entre 1921 et 1939. Malgré l'inexistence d'une dynamique à long terme, d'une relation de causalité (au sens de Granger) et d'une corrélation statistiquement significatives, à court terme les variables présentent une dynamique d'évolution qui se fait dans le sens d'un impact de la population détenue sur le pouvoir d'achat. D'un point de vue strictement statistique, sur une période de deux ans, 7,2 % de la fluctuation du pouvoir d'achat serait attribuée aux variations de la population carcérale, bien que cela semble improbable dans le contexte concret du monde réel.

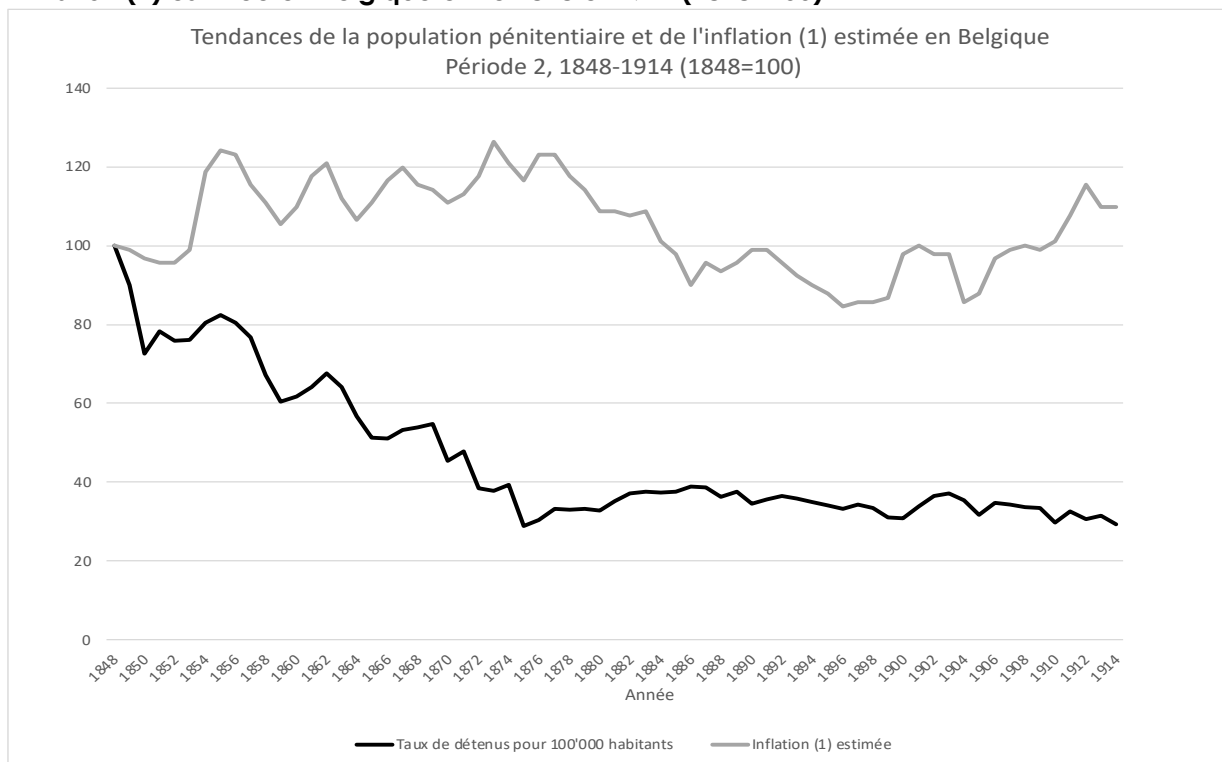
### 1.2.2e L'inflation estimée et la population détenue

À l'image de ce qu'il se passe avec le pouvoir d'achat, et pour les mêmes raisons, deux séries de données ont également été conservées pour l'inflation. Dans ce sens, l'analyse du lien entre l'inflation et la population détenue se fera elle aussi en deux temps : dans un premier temps, ce lien est analysé en ayant pour référence les années comprises entre 1848 et 1914 et, dans un deuxième temps, en considérant celle comprises entre 1921 et 1939.

#### L'inflation estimée et la population détenue entre 1848 et 1914

Les tendances de la population détenue et de l'inflation estimée en Belgique entre 1848 et 1914 sont présentées dans le Graphique 53. On constate, pour la population pénitentiaire, une tendance générale à la baisse, alors que les tendances de l'inflation estimée sont plutôt instables et s'alternent régulièrement entre des périodes de hausses et des baisses.

**Graphique 53 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'inflation (1) estimée en Belgique entre 1848 et 1914 (1848=100)**



Pour ce qui est de la relation entre l'inflation estimée et la population enfermée en Belgique entre 1848 et 1914, les résultats des différentes analyses (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 2) nous permettent de constater que les valeurs passées de la population pénitentiaire sont significativement et négativement liées (en termes statistiques) aux valeurs futures de l'inflation estimée, alors que les valeurs passées de celle-ci sont significativement et positivement liées (en termes statistiques) aux valeurs futures de la population détenue. Il existe ainsi une relation à long terme entre les deux variables, une relation caractérisée de circulaire. Au niveau de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger), le constat est le même puisque

si il existe bel et bien un lien entre l'inflation estimée et la population détenue, ce lien évolue encore une fois dans les deux directions (relation bidirectionnelle). Au contraire, aucune corrélation statistique significative n'existe entre l'inflation estimée et la population pénitentiaire dans le cadre des années analysées ( $\rho=0.080$ ,  $p=0.521$ ).

À court terme, on constate qu'environ 10 % de la variance de la population détenue est expliquée par une hausse provoquée sur l'inflation estimée 2 ans auparavant, et on constate aussi qu'environ 6 % de la variance de l'inflation estimée s'explique par le choc provoqué au niveau de la population détenue deux ans auparavant. Il existe ainsi une dynamique d'évolution à court terme entre les variables.

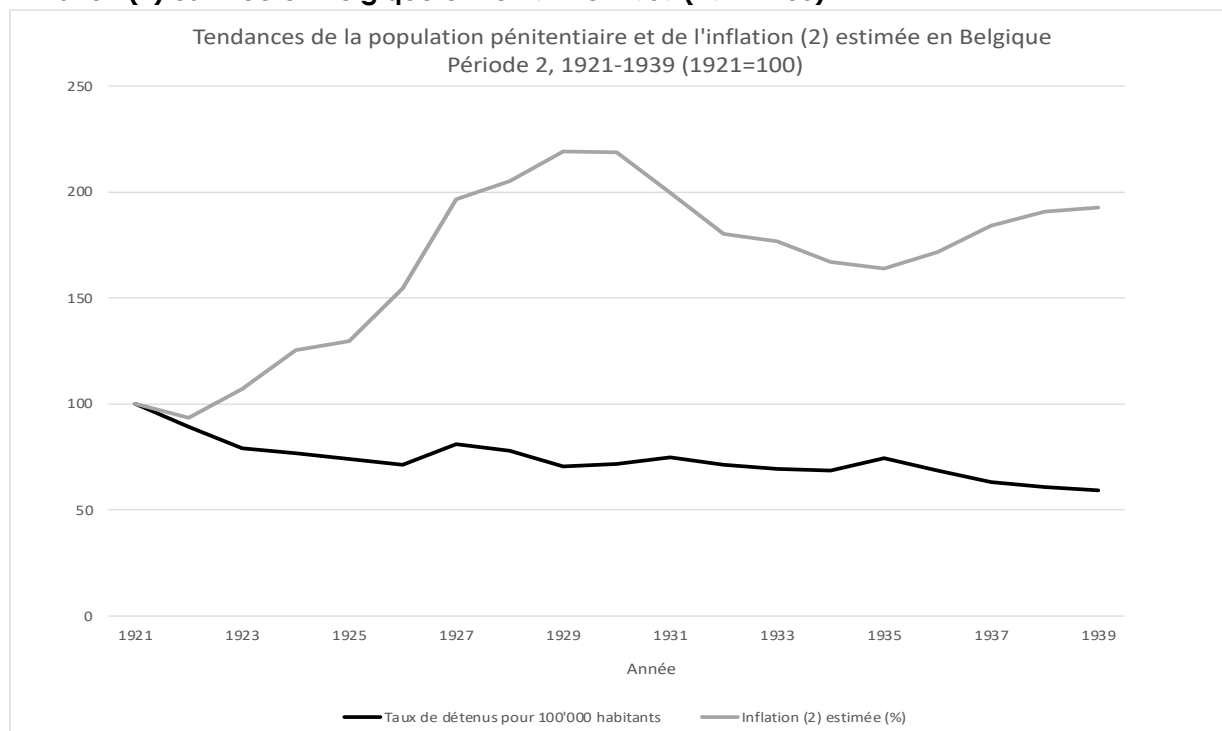
### **L'inflation estimée et la population détenue entre 1921 et 1939**

Ce deuxième graphique (Graphique 54) présente l'évolution de l'inflation estimée et de la population détenue sur un laps de temps différent, mais toujours dans le contexte de la deuxième période.

L'instabilité au niveau des tendances de l'inflation estimée qui avait été identifiée entre 1848 et 1914 est aussi retrouvée entre 1921 et 1939, alors que la population pénitentiaire affiche toujours une tendance générale à la baisse. Nous pouvons voir une hausse remarquable de l'inflation jusqu'en 1930, qui peut être expliquée non seulement par la hausse des salaires et de la consommation, mais aussi par la récession qui s'en est suivie (Vanneste, 2001).

Si l'inflation estimée présente une hausse générale d'environ 100 % en comparant 1939 à 1921, cette variable alterne, encore une fois, des périodes de hausse et de baisse. D'un autre côté, la population pénitentiaire a chuté de 34 %.

**Graphique 54 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'inflation (2) estimée en Belgique entre 1921 et 1939 (1921=100)**



Entre 1921 et 1939, les analyses de la relation entre l'inflation estimée et la population détenue (dont les résultats sont présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 2) indiquent qu'il n'existe, à long terme, aucune dynamique d'évolution entre les variables. Les résultats de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) et de corrélation vont dans le même sens puisque aucune relation causale (au sens de Granger) ou de corrélation ( $\rho = -0.06$ ,  $p = 0.81$ ) n'est décelée entre les variables.

Si, à court terme, un choc provoqué sur l'inflation estimée se fait suivre, dans les deux ans, d'une hausse de la population détenue, une hausse provoquée sur la proportion de cette population est plutôt suivie d'une baisse de l'inflation estimée. En analysant ces résultats de plus près, notamment en ayant recours à la décomposition de la variance des deux variables, nous constatons que presque 5 % de la variance de la population enfermée est expliquée par la variation de l'inflation estimée de même que presque 5 % de la variance de l'inflation estimée peut être expliquée par les variations au niveau de la population détenue. Dans ce sens, nous pouvons conclure qu'il existe, à court terme et au niveau statistique, une dynamique d'évolution (circulaire) entre la population pénitentiaire et l'inflation estimée entre 1921 et 1939 en Belgique.

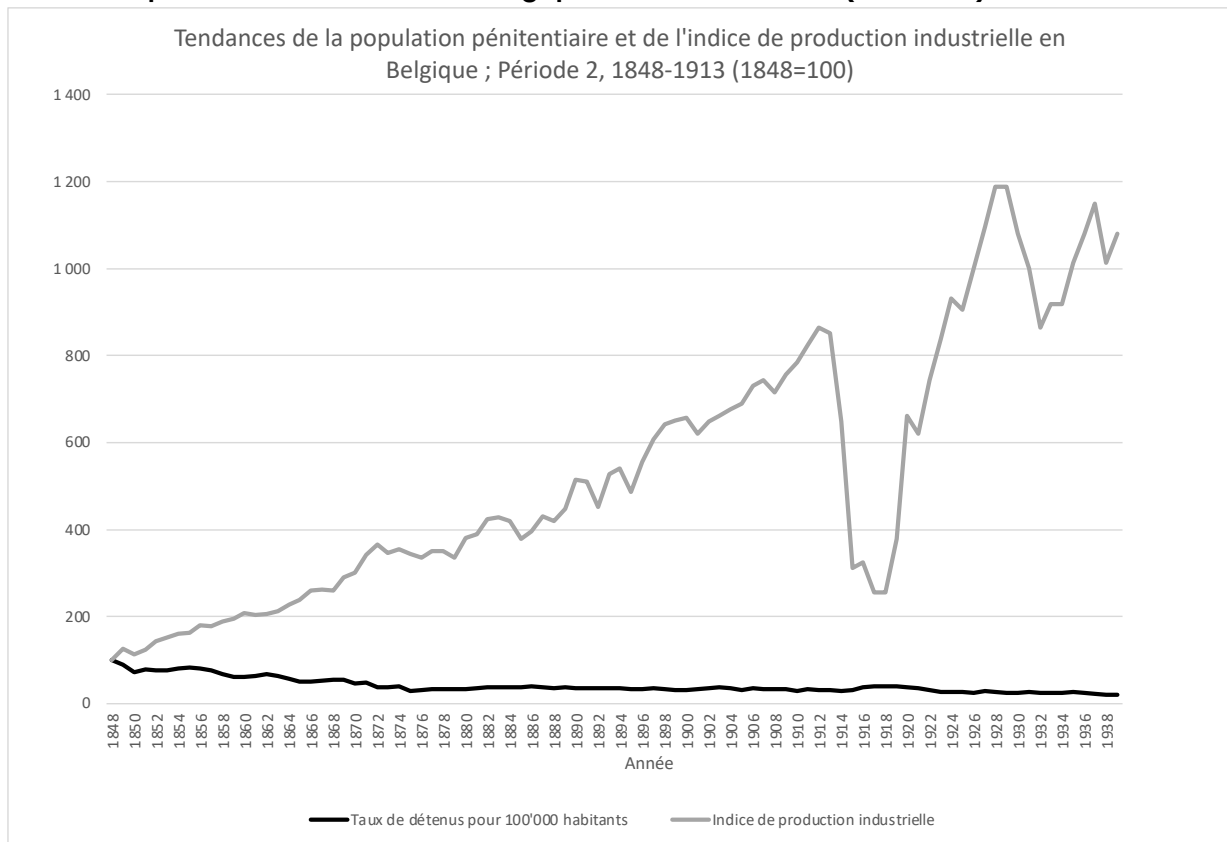
### 1.2.2f L'indice de production industrielle et la population détenue

Le Graphique 55 affiche les tendances enregistrées au niveau du volume de la population pénitentiaire et de l'indice de production industrielle en Belgique, entre 1848 et 1939. Nous constatons, en premier lieu, l'impact de la Première Guerre mondiale sur les données, et précisément sur l'indice de production industrielle, les industries belges étant sous le contrôle de

l'Allemagne (Leboutte et al., 1998). On constate, en effet, une chute conséquente de l'indice de production industrielle entre 1913 et 1918. À cette chute s'en suit une hausse exponentielle de cette production jusqu'en 1928, à un moment où la Belgique se reconstruit (Leboutte et al., 1998), où une bonne partie de la population travaille dans l'industrie (La Fonderie, s. d.) et où l'environnement économique est favorable (Vanneste, 2001).

En comparant la dernière et la première année de la série, le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants enregistre une hausse générale de 79 %, et l'indice de production industrielle affiche une impressionnante hausse de plus de 900 %.

**Graphique 55 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'indice de production industrielle en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100)**



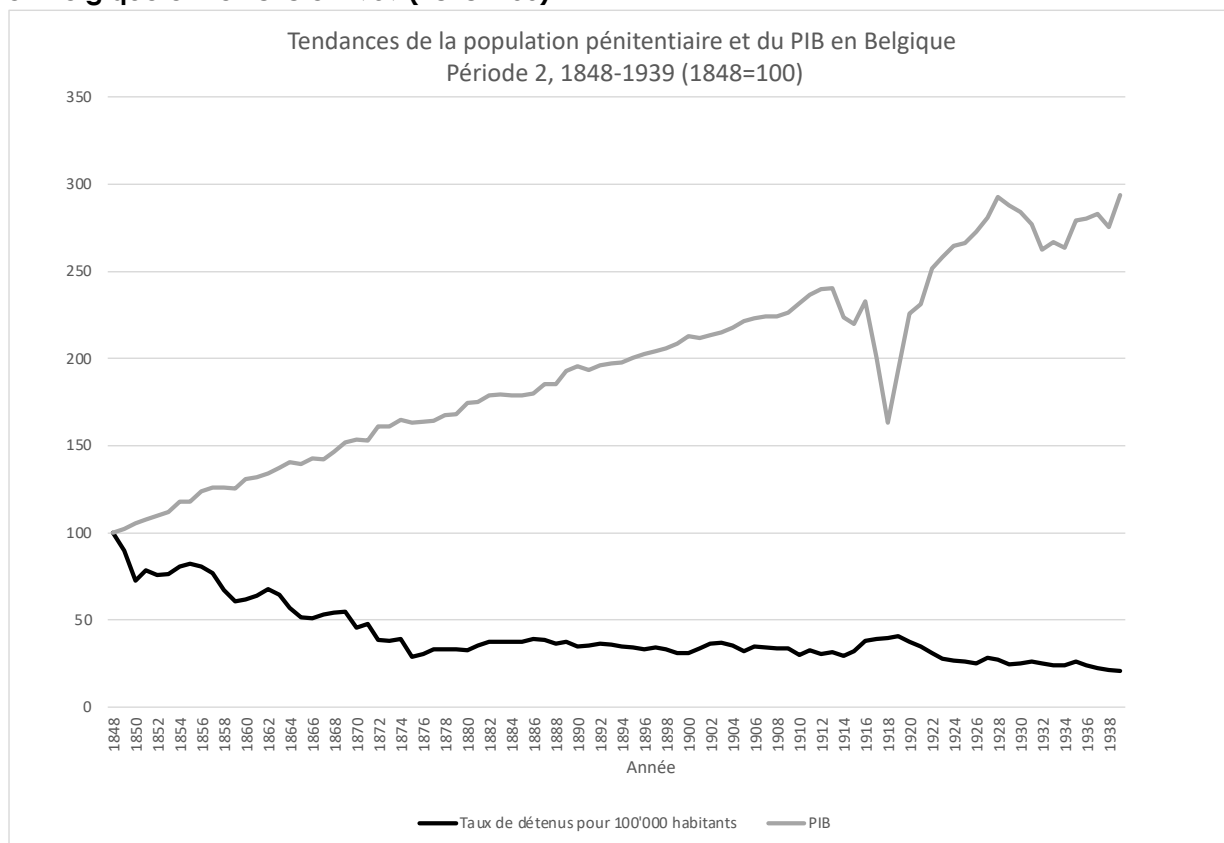
Les résultats des différentes analyses portant sur le lien entre l'indice de production industrielle et la population détenue en Belgique dans le contexte de la deuxième période (présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 2) indiquent qu'il n'existe, à long terme, aucune dynamique d'évolution entre les variables puisqu'elles ne sont pas cointégrées.

Cependant, les variables sont, selon les résultats de la procédure de Toda-Yamamoto, liées par une relation de causalité (au sens de Granger) qui évolue en sens unique (causalité unidirectionnelle). En plus de cela, les variables sont fortement et négativement corrélées ( $\rho = -0.890, p < 0.01$ ).

### 1.2.2g Le PIB et la population détenue

Les tendances enregistrées au niveau du PIB et de la population détenue sont présentées dans le Graphique 56. Les deux variables suivent globalement des tendances opposées : alors que la population pénitentiaire diminue (-79 %), le PIB augmente (+194 %), malgré la chute que l'on constate pendant la Première Guerre mondiale.

**Graphique 56 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du PIB en Belgique entre 1848 et 1939 (1848=100)**



En analysant le lien entre le PIB et la population enfermée en Belgique pendant la deuxième période (les résultats des analyses étant présentés de manière détaillée en Annexe H, Section 2), nous constatons qu'il existe une dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le PIB, les variables étant cointégrées. Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) rejoignent ceux obtenus lors de l'analyse de cointégration puisqu'ils indiquent que les deux variables sont liées au niveau causal (au sens de Granger), et que cette relation est unidirectionnelle dans le sens où un changement au niveau du PIB précède les variations que l'on peut observer au niveau du volume de la population détenue. Les variables sont également significativement, négativement et fortement corrélées en termes statistiques ( $\rho = -0.885$ ,  $p < 0.01$ ). Pour ce qui est de la relation entre le PIB et la population détenue à court terme, nous ne relevons aucune relation qui soit statistiquement significative.

## 1.2.3. PRINCIPAUX RÉSULTATS DE LA DEUXIÈME PÉRIODE (1848-1939)

Le Tableau 13 résume les principaux résultats de l'analyse de la relation entre criminalité, économie et détention en fonction des différentes variables analysées dans le contexte de la deuxième période (1848-1939).

**Tableau 13: Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

		Cointégration	Évolution dynamique des variables...		Causalité	Corrélation (rho)
			À long terme	À court terme (2 ans)		
<b>Criminalité et détention</b>						
Activité parquets	A. entrées	Non	Non	<del></del>	Oui (D $\leftrightarrow$ P)	Oui (-)
	A. poursuivies	Non	Non	<del></del>	Oui (P $\rightarrow$ D)	Oui (-)
Activité des tribunaux correctionnels		Non	Non	<del></del>	Non	Oui (-)
Activité des cours d'assises		Non	Non	<del></del>	Oui (D $\rightarrow$ Ca)	Oui (+)
<b>Économie et détention</b>						
Prix du froment		Non	Non	<del></del>	Oui (D $\rightarrow$ Fr)	Oui (+)
Prix du charbon		Non	Non	<del></del>	Non	Oui (-)
Prix de la fonte		Non	Non	<del></del>	Oui (D $\rightarrow$ Fo)	Oui (+)
Pouvoir d'achat	1848-1913	Non	Non	Non	Non	Oui (-)
	1921-1939	<del></del>	Non	Oui (+) (Pa $\rightarrow$ D)	Non	Non
Indice production industrielle		Non	Non	<del></del>	Oui (Pi $\rightarrow$ D)	Oui (-)
Inflation estimée	1848-1914	<del></del>	Oui (-/+)*	Oui (-/+)**	Oui (I $\rightarrow$ D)	Oui (+)
	1921-1939	<del></del>	Non	Oui (-/+)**	Non	Non
PIB		Oui	Oui (-)	Non	Oui (PIB $\rightarrow$ D)	Oui (-)

**Notes** :\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse du volume d'affaires entrées aux parquets alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue ; \*\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse de l'inflation alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue.

**Légendes** : D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; P = activité des parquets ; Tc = activité des tribunaux correctionnels ; Ca = activité des cours d'assises ; Fr = prix du froment ; Fo = prix de la fonte ; Pa = pouvoir d'achat ; PIB = PIB.

Pour ce qui est du lien entre la criminalité (mesurée par l'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale) et l'emprisonnement, les résultats indiquent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre la population pénitentiaire et chacune des variables traduisant cette activité. Ainsi, à long terme, l'activité des parquets (que ce soit en termes d'affaires entrées ou poursuivies) l'activité des tribunaux correctionnels et l'activité des cours d'assises ne sont pas liées à l'évolution de la population détenue. D'un autre côté, des liens de causalité (au sens de Granger) ont été identifiés à travers la procédure de Toda-

Yamamoto pour ce qui est des relations entre l'activité des parquets et la population détenue d'un côté, et l'activité des cours d'assises et cette même population de l'autre.

En effet, et pour ce qui est de l'activité des parquets tout d'abord, il existe une liaison bidirectionnelle, ou circulaire, entre les affaires entrées aux parquets et la population détenue. Nous avons aussi constaté que la relation entre le volume d'affaires poursuivies et la population détenue est en revanche unidirectionnelle, les changements du volume de ces affaires précédant, dans le temps, les variations de la population détenue.

Au niveau des cours d'assises, il s'avère que la relation se fait dans le sens inverse puisque la population pénitentiaire assume le rôle de variable indépendante.

Finalement, à court terme, seule l'activité des tribunaux correctionnels est en lien avec la population détenue et toute hausse provoquée sur le volume de cette population se fait suivre, au niveau temporel et en termes statistiques, d'une hausse de l'activité des tribunaux correctionnels.

Au niveau du contexte économique, nous constatons l'existence de relations à long terme entre la population détenue et le PIB, et, d'un autre côté, la plupart des variables économiques sont causalement liées (au sens de Granger) à la population détenue. La direction des relations de causalité (au sens de Granger) n'est pas toujours la même et si la plupart des relations identifiées sont unidirectionnelles — les changements économiques précédant en général les changements du volume de détenus —, une relation bidirectionnelle a aussi été relevée — la relation entre la population pénitentiaire et l'inflation estimée<sup>46</sup>. De plus, il s'avère aussi que, dans le contexte des relations unidirectionnelles ayant été identifiées, si la population pénitentiaire assume plutôt le rôle de variable expliquée (comme c'est le cas dans sa relation avec l'indice de production industrielle et le PIB), elle surgit aussi parfois comme variables explicative (comme c'est le cas dans la relation avec le prix du froment et avec celui de la fonte). Au niveau théorique il est difficile de concevoir que des changements au niveau du volume de la population pénitentiaire puissent avoir de tels effets sur l'environnement économique, c'est pourquoi il est certain qu'il y a des facteurs externes qui jouent un rôle dans le cadre de ces relations.

Pour ce qui est des dynamiques d'évolution à court terme, seule l'inflation estimée est significativement liée à la population détenue. À court terme, l'inflation estimée présente une relation circulaire avec la population pénitentiaire.

En termes de corrélation (*rho*), le pouvoir d'achat et l'inflation estimée sont les deux seules variables qui ne sont pas significativement corrélées (au niveau statistique) à la population pénitentiaire, mais uniquement entre 1921 et 1939.

---

<sup>46</sup> L'existence d'une relation de causalité (au sens de Granger) entre la population détenue et l'inflation estimée est uniquement significative pour les années qui s'étendent entre 1848 et 1914.



Les résultats permettent de constater que :

1. L'activité des parquets est causalement liée (au sens de Granger) à la population détenue, la direction de la relation variant en fonction de la variable considérée. En effet, alors que le taux d'affaires entrées aux parquets et le volume de la population pénitentiaire sont liés par une relation circulaire, les variations des taux d'affaires poursuivies par ces instances précèdent les changements du volume de détenus .
2. Il existe une dynamique d'évolution à court terme entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue : toute hausse au niveau de la population détenue se fait suivre, dans les deux ans, d'une hausse de l'activité des tribunaux correctionnels. Les résultats de l'analyse de corrélation ( $\rho$ ) appuient l'existence d'un lien positif entre les variables.
3. L'activité des cours d'assises présente un lien causal (au sens de Granger) avec la population détenue ce qui signifie qu'en termes temporels les changements de l'activité des cours d'assises succèdent ceux que l'on peut observer dans la proportion de détenus.
4. Il existe un lien entre la criminalité telle que mesurée par l'activité des instances engagées dans la procédure pénale et la population détenue, mais ce lien n'évolue pas systématiquement dans la même direction et varie aussi en fonction de la technique d'analyse qu'est considérée.
5. À long terme, la population détenue évolue de manière dynamique avec l'inflation estimée (1848-1914), le pourcentage de personnes à la recherche active d'emploi et le PIB. En termes statistiques,
  - a) à une augmentation de l'inflation estimée se suit une baisse de la population détenue, qui à son tour est suivie d'une baisse de l'inflation estimée ;
  - b) à une hausse du pourcentage de personnes sans emploi se suit une baisse de la population détenue, qui à son tour se suit d'une hausse du pourcentage de personnes sans emploi ;
  - c) la croissance du PIB est suivie, dans le temps, d'une augmentation de la population détenue.
6. À court terme, la population détenue évolue de manière dynamique avec l'inflation estimée (1848-1914), le pouvoir d'achat, le pourcentage de personnes sans emploi et le PIB. Au niveau statistique,
  - d) à une augmentation de l'inflation estimée se suit une baisse de la population détenue qui, à son tour, est suivie d'une baisse de l'inflation estimée
  - e) le pouvoir d'achat est la seule variable économique ne présentant aucun lien de causalité (au sens de Granger) avec la population

détenue. Les restantes variables (prix du froment, prix de la fonte, inflation estimée, personnes à la recherche active d'emploi) sont, de manière générale, liées unidirectionnellement.

### 1.3. TROISIÈME PÉRIODE : DE 1946 À 2019

La troisième période débute juste après la fin de la Deuxième Guerre mondiale. C'est une période marquée par une croissance économique qui finit par réabsorber la hausse du chômage entraînée par la Deuxième Guerre mondiale. C'est aussi une période pendant laquelle le secteur tertiaire commence à gagner de l'ampleur par rapport à l'industrie. En 1963, il y a même plus de gens engagés dans le secteur tertiaire que secondaire.

L'accélération de la mondialisation et l'intensification des marchés financiers à partir de 1970 se fait aussi sentir en Belgique, ce qui finira par augmenter l'impact du deuxième choc pétrolier, à la veille duquel la Belgique est toujours vulnérable et enregistre une hausse du chômage, de l'inflation et du déficit public. Le deuxième choc pétrolier n'améliore en effet pas les choses provoquant une détérioration du pouvoir d'achat (Vanneste, 2001). En 1990, la croissance économique ne cesse de ralentir et devient même négative en 1993, année à partir de laquelle nous assistons également à une dégradation de la demande d'investissements des entreprises, d'investissement résidentiels et de la consommation des ménages (Stevens & Tixhon, 2014).

Plusieurs usines de véhicules à moteur ferment leurs portes : Renault en 1990, Opel en 2010 et Ford en 2014 ce qui met en danger l'économie de production (Stevens & Tixhon, 2014). Le PIB ne semble cependant pas être affecté par cet environnement économique puisqu'il présente une tendance générale à la hausse, comme nous le voyons dans le Graphique 61. L'inflation, en revanche, n'a cessé de croître pendant cette troisième période d'analyse (Graphique 60), tout comme le pourcentage de personnes sans emploi, malgré une diminution à la fin de la série (Graphique 63).

Au niveau judiciaire, plusieurs réformes du système de justice<sup>47</sup> ont lieu à partir de 1996, et particulièrement catalysées par l'affaire Dutroux<sup>48</sup>, notamment au niveau du parquet (Vigour, 2004). Les tendances enregistrées au niveau de l'activité des parquets (Graphique 57) peuvent d'ailleurs en partie être expliquées par ces réformes.

En 2007, la Belgique entre dans une crise politique sans précédent, une crise qui durera 541 jours et à l'issue de laquelle le pays se dotera finalement, en 2011, d'un nouveau gouvernement

---

<sup>47</sup> Les réformes incluent l'institution d'un Conseil supérieur de la justice, la création d'un Parquet fédéral ; le projet de « verticalisation » et d'« horizontalisation » du parquet ainsi que la création d'une École nationale de la magistrature et la limitation du mandat des magistrats (voir Vigour, 2004 pour plus de détails).

<sup>48</sup> « L'affaire Dutroux débute par la découverte (...) (en) 1996, des corps de deux fillettes de huit ans (...) enlevées quatorze mois plus tôt. Retenues dans une cave par Marc Dutroux, elles sont mortes de faim » (Garcin-Marrou, 2004, p.89). Au-delà de ces deux victimes, M. Dutroux a également été accusé d'avoir tué deux adolescentes, dont les corps ont été retrouvés un an plus tard, et d'avoir séquestré deux autres, qui ont été retrouvées vivantes quelques jours après (Garcin-Marrou, 2004).

(Stevens & Tixhon, 2014). Cette troisième période est ainsi fortement marquée par une économie fragile qui se dégrade de plus en plus au fur et à mesure des années.

### 1.3.1. CRIMINALITÉ ET DÉTENTION EN BELGIQUE ENTRE 1946 ET 2019

Ce chapitre intègre une analyse du lien entre criminalité et emprisonnement en Belgique dans le contexte de la troisième et dernière période qui s'étend de 1946 à 2019.

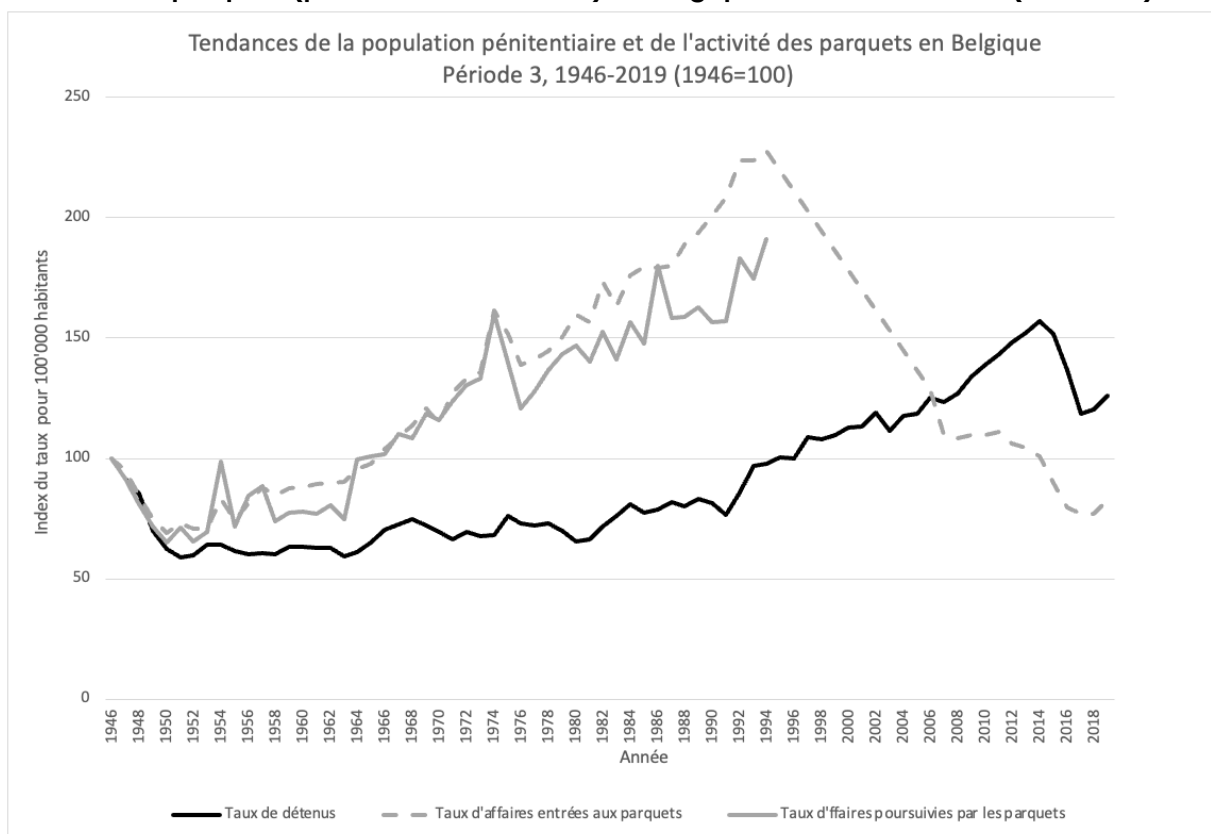
#### 1.3.1a La criminalité mesurée à travers l'activité des parquets et la détention

Le Graphique 57 présente les tendances enregistrées au niveau de l'activité des parquets, que ce soit en termes d'affaires entrées ou poursuivies par ces instances, et de la population détenue. La première chose que l'on constate est relatives à la disponibilité des données puisque les données relatives au volume de la population détenue et des affaires entrées aux parquets sont disponibles jusqu'en 2019 (malgré une brève interruption des données portant sur les affaires traitées), alors que les données portant sur les affaires effectivement poursuivies par ces instances ne sont, en revanche, disponibles que jusqu'en 1994. Nous pouvons voir que l'activité des parquets présente trois pics, l'un en 1954, l'autre 20 ans plus tard, en 1974, pendant une période caractérisée par l'accélération de la mondialisation et l'intensification des marchés financiers (Vanneste, 2001) et le troisième en 1994. À partir de là, l'activité des parquets chute drastiquement, probablement en conséquence des réformes qui ont eu lieu au niveau du système judiciaire (Vigour, 2004), comme nous venons de le voir.

D'un autre côté, la population pénitentiaire a considérablement diminué entre 1946 et les années 1950, une diminution « déterminée par la résorption de l'enfermement massif lié à la guerre » (Vanneste, 2001, p.145), et s'est ensuite maintenue plus ou moins stable jusqu'à 1990. Il est également curieux de noter qu'alors que la population pénitentiaire enregistre une hausse à partir de 1990, c'est justement dans les années 1990 que l'activité des parquets chute abruptement, comme nous l'avons vu. Les réformes au niveau du système de justice (à partir de 1994) semblent, ainsi, avoir eu un effet au niveau du parquet, mais pas au niveau de la détention. C'est en 2015 que le volume de la population détenue est à son plus haut niveau dans le contexte de cette troisième période. La loi du 28 janvier 2016 concernant l'utilisation de la surveillance électronique en contexte de détention préventive (Cliquennois & Herzog-Evans, 2018) peut-être en lien avec la diminution de la population détenue enregistrée à partir de 2015. En comparant les données en fonction de leur disponibilité, nous constatons, en comparant 2019 à 1946, une baisse générale des affaires traitées par les parquets (-27.5 %) ainsi qu'une hausse globale de la population détenue (-26.0 %).

D'un autre côté, si l'on compare les années 1994 et 1946, nous constatons une stabilité au niveau de la population pénitentiaire (-2.2 %), alors que l'activité des parquets, quelle que soit la variable considérée, a généralement augmenté (affaires entrées aux parquets : +127 % ; affaires poursuivies par les parquets: +91 %).

**Graphique 57: Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'activité des parquets (pour 100'000 habitants) en Belgique entre 1946 et 2019 (1946=100)**



Afin de faciliter l'analyse des données et l'interprétation des résultats, et à l'image de ce qui a été fait jusque-là, la relation entre la population détenue et l'activité des parquets est analysée, à titre individuel, en fonction de chacune des deux variables traduisant cette activité.

### Les affaires entrées aux parquets et la population détenue

Par rapport au lien entre l'activité des parquets mesurée par le volume d'affaires entrées et la population détenue en Belgique dans le cadre de la troisième période, les résultats des analyses (présentés de manière détaillée en Annexe I, Section 1) indiquent l'existence d'une dynamique d'évolution à long terme entre les variables et sont en accord par les résultats de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) qui indiquent l'existence d'un lien causal (au sens de Granger) bidirectionnelle entre les variables. Ainsi, tout changement qui s'opère sur l'une des variables se reflétera, plus tard, sur l'autre.

L'analyse de corrélation indique également l'existence d'une liaison statistique significative entre les deux variables puisque les résultats suggèrent qu'elles sont positivement (quoique faiblement) corrélées ( $\rho=0.298$ ,  $p=0.018$ ).

À court terme (sur deux ans), 6.7 % de la variance de la population détenue s'explique par une hausse provoquée sur le volume d'affaires entrées aux parquets, alors que 16 % de la variance du volume d'affaires entrées aux parquets s'expliquent par une hausse provoquée au niveau de

la population détenue. Ces résultats corroborent l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre les deux variables.

### **Les affaires poursuivies par les parquets et la population détenue**

Pour ce qui est des affaires poursuivies par les parquets, et la relation entre cette variable et celle traduisant le volume de la population détenue, les résultats des analyses (présentés de manière détaillée en Annexe I, Section 1) indiquent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre les variables. Malgré cela, le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets sont liés par une relation de causalité (au sens de Granger) dans le sens où tout changement enregistré au niveau du volume d'affaires poursuivies par les parquets est suivie, dans le temps, d'un changement du volume de la population pénitentiaire. Le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants sont aussi significativement, fortement et positivement corrélés ( $\rho=0.710$ ,  $p<0.01$ ).

Nous constatons, au-delà de ça, qu'une hausse des affaires poursuivies par les parquets aura, à court terme, un effet positif sur le volume de la population détenue, en le poussant lui aussi à la hausse. Sur deux ans, 2.4 % de la variance du volume de la population pénitentiaire est attribué à la hausse provoquée sur volume d'affaires poursuivies par les parquets.

#### **1.3.1b La criminalité mesurée à travers l'activité des tribunaux correctionnels**

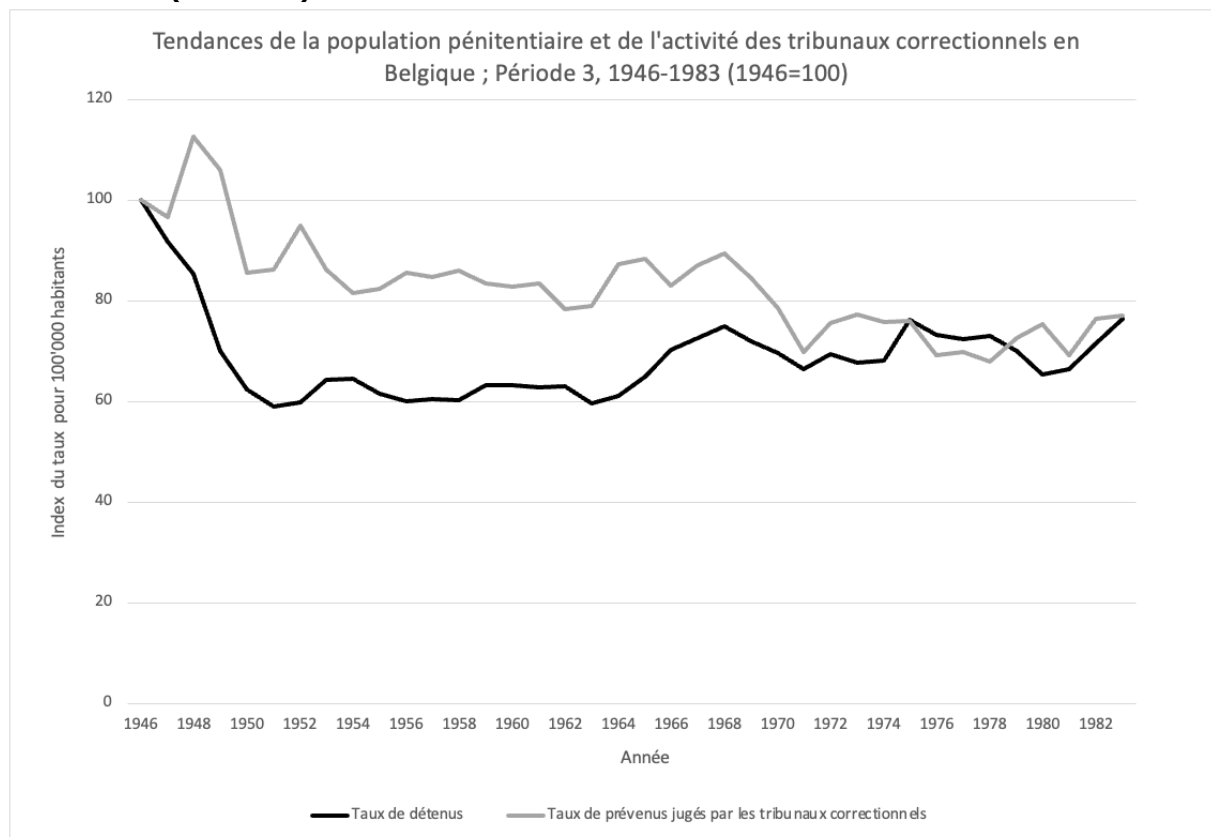
Le Graphique 58 présente les tendances de l'activité des tribunaux correctionnels (mesurée par le taux de prévenus jugés par ces instances) et de la population détenue en Belgique entre 1946 et 2018.

Nous pouvons en premier lieu constater que les données ne sont pas disponibles sur l'ensemble de la période. En effet, si les données relatives à la population détenue sont disponibles entre 1946 et 2018, celles référentes à l'activité des tribunaux correctionnels ne couvrent que les années comprises entre 1946 et 1983, c'est pourquoi les analyses concernent l'étendue temporelle pour lequel les données sont disponibles pour les deux variables.

Relativement à l'activité des tribunaux correctionnels, le taux de prévenus jugés par ces instances (pour 100'000 habitants) le plus élevé est enregistré en 1948. Il se maintient plus ou moins stable entre 1950 et 1968, diminue à partir de là et jusqu'à 1971 puis se maintient relativement stable jusqu'à la fin de la série. La chute de la population détenue après la Deuxième Guerre mondiale est évidente et peut-être expliquée, comme nous l'avons vu au niveau du graphique précédent (Graphique 57) par la résorption de la détention liée à la guerre (Vanneste, 2001), qui a également pu contribuer à la baisse que l'on observe au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels entre 1948 et 1950.

Si l'on compare 1983 à 1946, la population détenue a baissé de 24 % et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels de 23 %.

**Graphique 58 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique entre 1946 et 2019 (1946=100)**



Les résultats des analyses portant sur le lien entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue en Belgique dans le cadre de la troisième période d'analyse (présentés de manière détaillée en Annexe I, Section 1) suggèrent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables, ce qui signifie qu'il n'existe (à long terme) aucune dynamique d'évolution entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue. De plus, les variables ne sont ni liées par une relation causale (au sens de Granger) ni significativement corrélées en termes statistiques ( $\rho = -0.110$ ,  $p = 0.511$ ).

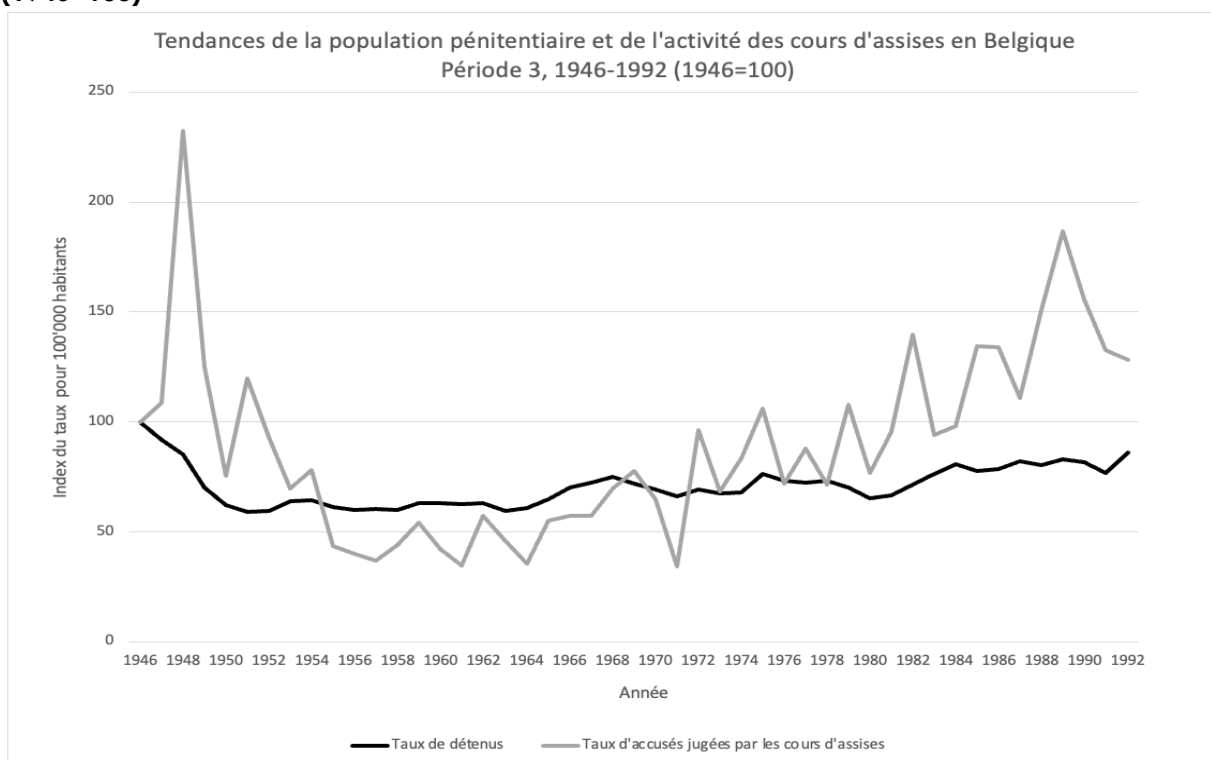
Par rapport à l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels et le taux de population pénitentiaire (tous deux pour 100'000 habitants), nous concluons que deux ans après un choc provoqué au niveau de la population détenue, 5.2 % de la variance de l'activité des tribunaux correctionnels semble s'expliquer par ce choc. D'un autre côté, l'effet qu'a l'activité des tribunaux correctionnels sur le volume de la population détenue est négligeable puisqu'en moyenne seule 0.2 % de la variance de cette population peut être expliquée par le choc provoqué sur l'activité des tribunaux correctionnels.

### 1.3.1c La criminalité mesurée à travers l'activité des cours d'assises et l'emprisonnement entre 1946 et 2019

Les tendances enregistrées au niveau de l'activité des cours d'assises et de la population pénitentiaire en Belgique dans le contexte de la troisième période sont présentées dans le Graphique 59. Nous constatons, tout d'abord, que l'activité des cours d'assises affiche une évolution irrégulière marquée par des périodes de fortes augmentations et des périodes de baisses remarquables, ce qui rend l'analyse historique de l'évolution de l'activité de ses instances délicate. Nous pouvons, néanmoins, voir que cette activité atteint sa valeur la plus élevée en 1948, juste après la Deuxième Guerre mondiale, et qu'elle chute à partir de cette année, à l'image de ce que nous avons pu constater au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels (Graphique 57). Le taux d'accusés jugés par ces instances (pour 100'000 habitants) enregistre sa valeur la plus faible en 1971, pour ensuite entamer une tendance générale à la hausse, probablement influencée non seulement par l'accélération de la mondialisation et l'intensification des marchés financiers, mais aussi par le deuxième choc pétrolier dans les années 1970, qui a détérioré le pouvoir d'achat et fait augmenter le chômage, l'inflation et le déficit public (Vanneste, 2001). L'activité des cours d'assises enregistre un nouveau pic en 1989 puis décroît jusqu'à la fin de la série.

Entre 1946 et 1992, le taux d'accusés jugés par les cours d'assises a progressé de 28 % si l'on prend en considération la première et dernière année de la série. En comparant l'évolution de la population pénitentiaire aux mêmes dates, le taux de détenus baisse de 14 %.

**Graphique 59 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique entre 1946 et 1992 (1946=100)**



Les résultats des analyses portant sur le lien entre l'activité des cours d'assises et la population pénitentiaire en Belgique dans le contexte de la troisième période (présentés de manière détaillée en Annexe I, Section 1) nous mènent à conclure qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre les variables. Au-delà de ça, les résultats de la procédure de Toda-Yamamoto indiquent qu'il n'existe aucune relation causale (au sens de Granger) entre la population détenue et l'activité des cours d'assises, alors même que les variables sont significativement, positivement et fortement corrélées ( $\rho=0.703$ ,  $p<0.01$ ).

À court terme en revanche, il semblerait qu'un choc provoqué sur le taux d'accusés jugés par les cours d'assises soit suivi, dans le temps, de variations de la population détenue. Sur deux ans, 1.3 % de la variance du taux de détenus (pour 100'000 habitants) peut être attribué à la variance de l'activité des cours d'assises et, aussi sur 2 ans, 8.9 % de la variance de cette activité peut être expliqué par un changement au niveau de la population détenue. Ces résultats peuvent s'expliquer par la proportion d'accusés jugés par les cours d'assises qui, en comparaison au volume de la population pénitentiaire, est assez réduite — en 1994 par exemple, il y a eu 15 accusés jugés par les cours d'assises pour 1'000 détenus, comme nous le constatons dans la Figure 7 — et, dans ce sens, l'effet de l'activité des cours d'assises sur la population détenue ne se ferait pas ressentir.

### 1.3.2. ÉCONOMIE ET DÉTENTION EN BELGIQUE ENTRE 1946 ET 2019

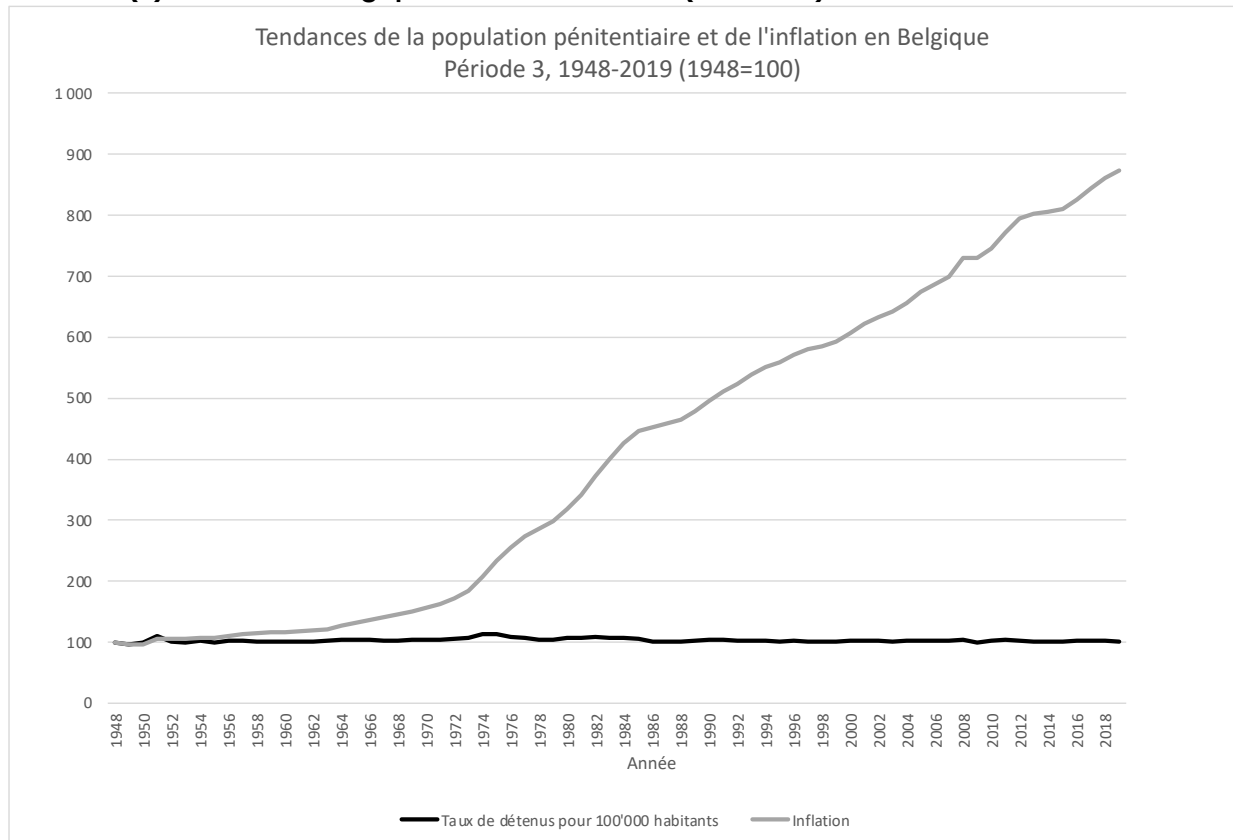
Pour analyser le lien entre économie et détention dans le contexte de cette troisième et dernière période, quatre variables économiques ont été retenues, l'inflation estimée, le PIB, le pourcentage de personnes sans emploi et le coefficient de Gini.

#### 1.3.2a L'inflation estimée et la population pénitentiaire

Le Graphique 60 affiche les tendances enregistrées au niveau de la population détenue et de l'inflation estimée entre 1946 et 2019. Nous pouvons voir que si le taux de détenus pour 100'000 habitants présente une tendance globale à la hausse (+26 %), l'inflation estimée a généralement baissée (-91 %), malgré les hausses et les baisses constantes enregistrées pendant toute la période.



**Graphique 60 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'inflation (2) estimée en Belgique entre 1948 et 2019 (1948=100)**



En analysant le lien entre l'inflation estimée et la population détenue en Belgique dans le cadre de la troisième période (dont les résultats sont présentés de manière détaillée en Annexe I, Section 2) nous constatons que toute hausse enregistrée au niveau de l'inflation estimée se suivra, dans le temps et en termes statistiques, d'une hausse de la population détenue.

Les résultats du test de causalité (au sens de Granger) selon la procédure de Toda-Yamamoto vont dans le même sens étant donné qu'ils suggèrent qu'il existe un lien de causalité (au sens de Granger) unidirectionnelle entre l'inflation estimée et la population détenue, où celle-ci assume le rôle de variable dépendante. En revanche, les variables ne sont pas corrélées de manière statistiquement significative ( $\rho = -0.128$ ,  $p = 0.09$ ).

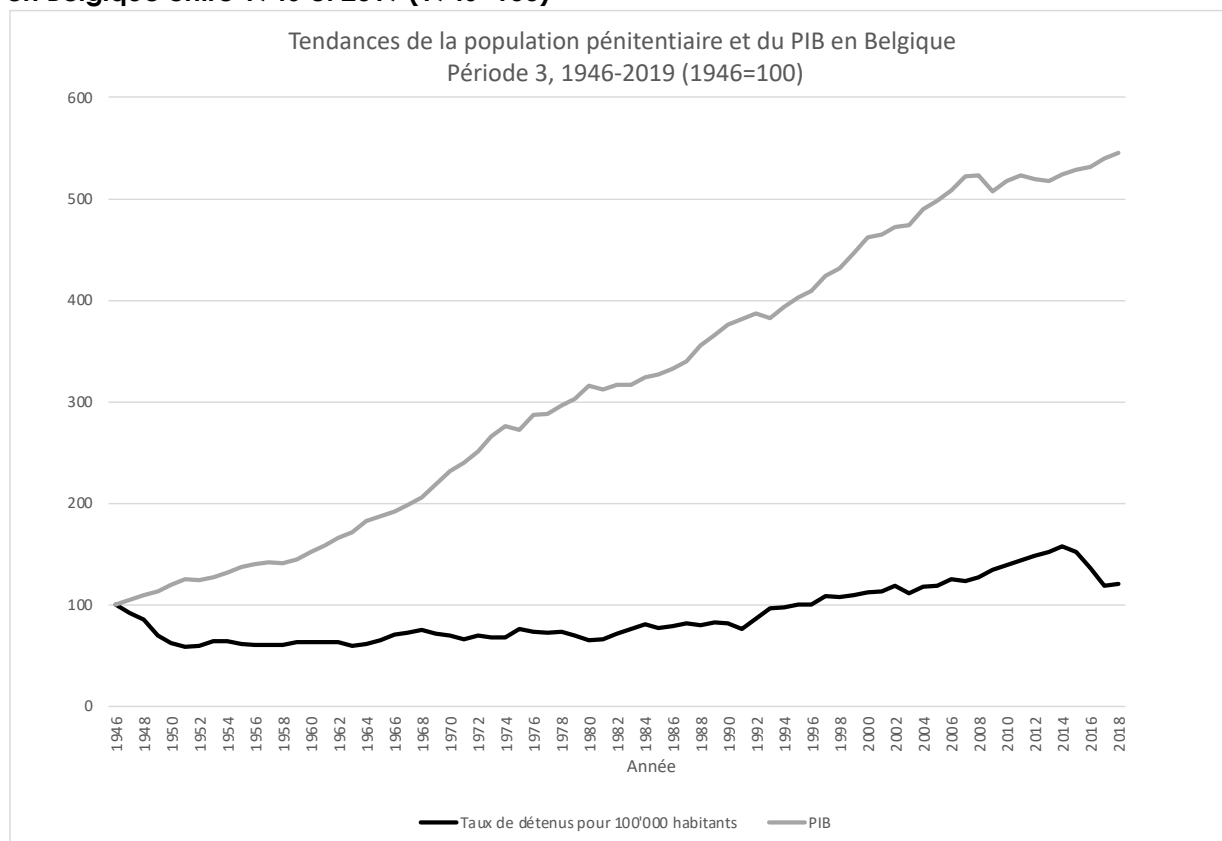
Par rapport à la relation à court terme, une hausse provoquée sur l'inflation estimée sera suivie d'une hausse de la population détenue dans les deux années qui suivent. En effet, sur deux ans, 1.3 % de la variance du taux de détenus s'explique par le choc provoqué sur l'inflation estimée. Nous pouvons ainsi conclure à l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre les variables.

### 1.3.2b Le PIB et la population pénitentiaire

Les tendances du PIB et de la population détenue en Belgique entre 1946 et 2019 sont présentées dans le Graphique 61. Le PIB affiche une tendance à la hausse qui se traduit par une progression de 445 %. Pendant la même période, le taux de détenus pour 100'000 habitants

enregistre une hausse de 20 %. Notons cependant que cette troisième période s'initie juste après la Deuxième Guerre mondiale, ce qui signifie que les valeurs enregistrées au début de la période peuvent être influencées par la fin de la guerre.

**Graphique 61 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du PIB en Belgique entre 1946 et 2019 (1946=100)**



Les résultats des différentes analyses (présentés de manière détaillée en Annexe I, Section 2) pointent vers l'existence d'une relation à long terme entre les variables. Ces résultats indiquent que, à long terme, une hausse du PIB est suivie, dans le temps, d'une hausse de du volume de la population pénitentiaire. Au niveau de la relation causale (au sens de Granger) il existe une relation unidirectionnelle entre les deux variables— où le PIB surgit comme variable explicative —, tout comme il existe une corrélation positive statistiquement significative et de forte intensité entre elles ( $\rho=0.859$ ,  $p<0.01$ ).

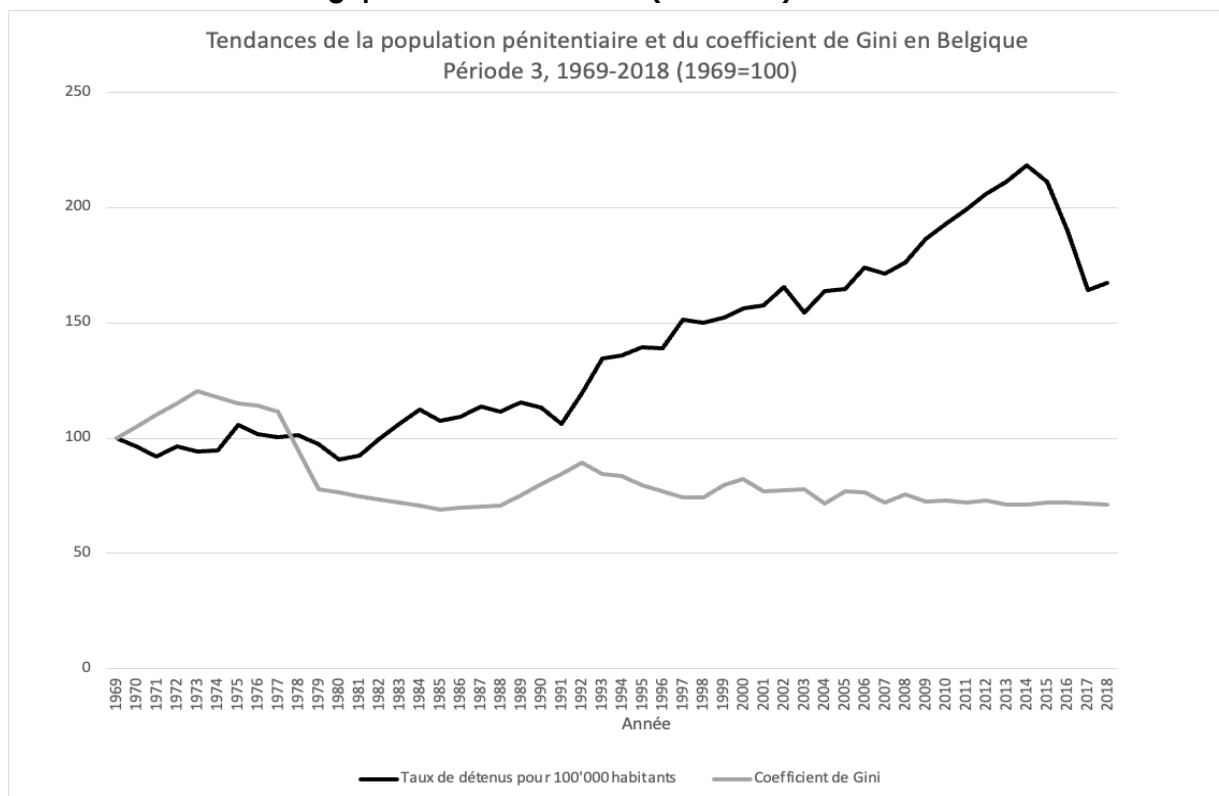
Une hausse du PIB (identifié comme variable explicative par les analyses précédentes) se fait en effet suivre, dans le temps, d'une augmentation graduelle et constante de la population détenue, néanmoins à court terme, c'est-à-dire sur deux ans, l'impact que le choc provoqué au niveau du PIB a sur la population détenue n'est pas suffisant pour que l'on puisse conclure à l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre les variables étant donné que (sur deux ans), seul 0.05 % de la variance de la population enfermée s'explique par des variations au niveau du PIB.

### 1.3.2c Le coefficient de Gini et la population pénitentiaire

Le Graphique 62 affiche les tendances du coefficient de Gini et du taux de population pénitentiaire dans le contexte de la troisième période belge. Comme nous pouvons tous d'abord voir la disponibilité des données relatives au coefficient de Gini est limitée.

La baisse que l'on constate au niveau de la population détenue à partir de 2015 peut être en lien, comme nous l'avons vu, avec la loi du 28 janvier 2016 concernant l'utilisation de la surveillance électronique en contexte de détention préventive (Cliquennois & Herzog-Evans, 2018). Si l'on compare 2018 à 1995, la dernière et la première année pour lesquelles des données sont disponibles simultanément pour les deux variables, la population pénitentiaire a augmenté de 20 % et le coefficient de Gini chuté de 11 %.

**Graphique 62 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du coefficient de Gini en Belgique entre 1969 et 2018 (1969=100)**



Les résultats des analyses (présentés de manière détaillée en Annexe I, Section 2) nous permettent de constater qu'il n'existe, à long terme, aucune dynamique d'évolution entre le coefficient de Gini et la population pénitentiaire en Belgique dans le contexte de la troisième période d'analyse. Les résultats de l'analyse de causalité en fonction de la procédure Toda-Yamamoto suggèrent aussi qu'il n'existe aucune relation causale (au sens de Granger) entre les variables, tout cela malgré l'existence d'une forte corrélation statistique négative et statistiquement significative entre les variables ( $\rho = -0.647$ ,  $p < 0.01$ ).

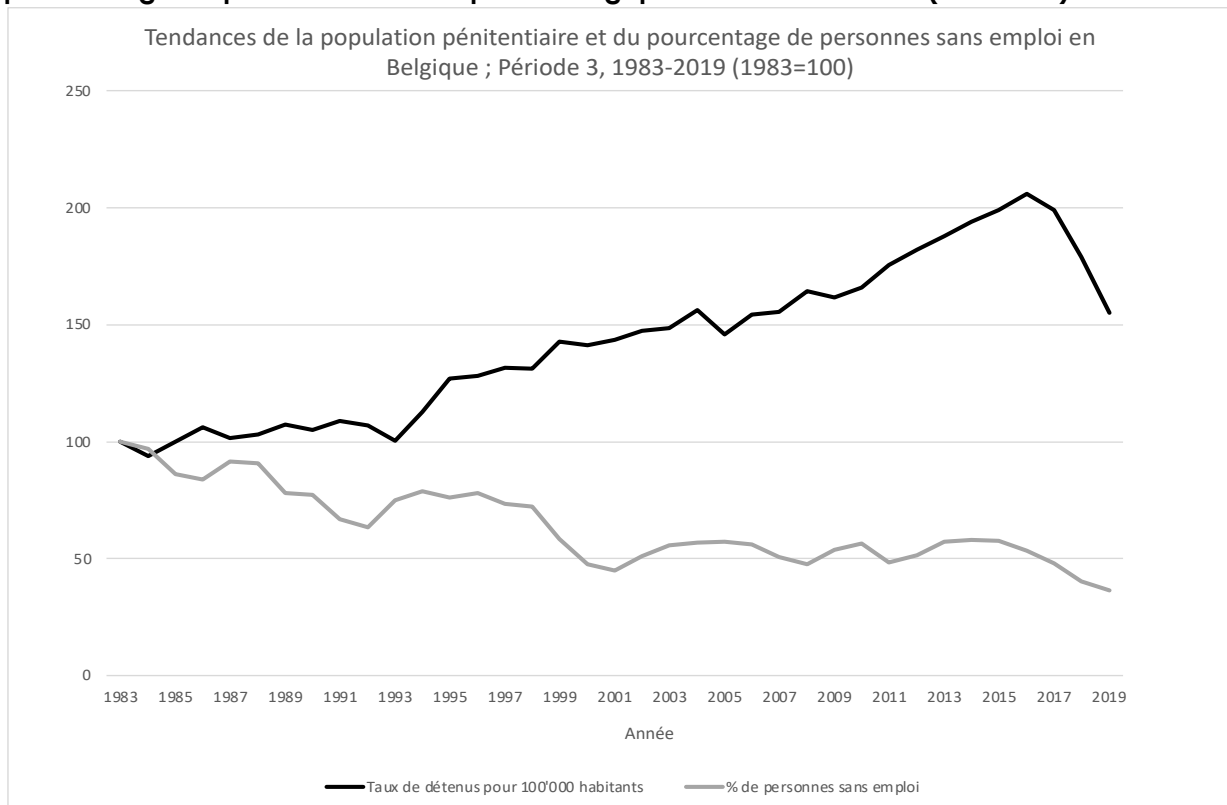
À court terme, deux ans après le choc provoqué sur la population détenue, 6.3 % de la variance du coefficient de Gini peut être attribué à une hausse provoquée sur la population détenue. En

revanche, une hausse provoquée sur le coefficient de Gini n'a que très peu d'impact sur le volume de la population pénitentiaire.

### 1.3.2d Le pourcentage de personnes sans emploi et la population pénitentiaire

Le Graphique 63 présente les tendances du pourcentage de personnes sans emploi et de la population détenue en Belgique dans le contexte de la troisième période. La première chose que l'on voit, encore une fois, c'est que la disponibilité des données n'est pas égale en fonction de la variable, car si les données relatives à la population détenue sont disponibles sur toute la période, celles relatives au pourcentage de personnes sans emploi sont uniquement disponibles à partir de 1983. Si l'on compare 2019 à 1983, on constate une différence de 64 % sur les deux variables, la population pénitentiaire ayant augmenté de 64 % et le pourcentage de personnes sans emploi diminué de 64 %.

**Graphique 63 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pourcentage de personnes sans emploi en Belgique entre 1938 et 2019 (1983=100)**



Les résultats des différentes analyses portant sur le lien entre la proportion de personnes sans emploi et celles détenues (présentés de manière détaillée en Annexe I, Section 2) indiquent que les variables ne sont pas cointégrées, ce qui signifie qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre elles. En revanche, il existe une relation de causalité (au sens de Granger) bidirectionnelle (ou circulaire) entre les variables, tout comme il existe une corrélation statistique significative négative de forte intensité entre ces variables ( $\rho = -0.741$ ,  $p < 0.01$ ).

### 1.3.3. PRINCIPAUX RÉSULTATS DE LA TROISIÈME PÉRIODE (1946-2019)

Le Tableau 14 résume les principaux résultats de l'analyse de la troisième période. Pour ce qui est de la relation entre l'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale et la détention, nous constatons l'existence d'une relation de cointégration ainsi que d'une relation de causalité (au sens de Granger) uniquement entre l'activité des parquets et la population pénitentiaire. L'analyse de cointégration indique qu'il existe, en effet, une dynamique d'évolution à long terme entre l'activité des parquets et la population détenue. En revanche, il existe une relation à court terme entre l'ensemble des variables traduisant l'activité des parquets, des tribunaux correctionnels et des cours d'assises et la population détenue. En termes de corrélation ( $\rho$ ), seule l'activité des tribunaux correctionnels ne présente pas de corrélation statistique significative avec la population détenue, les autres variables étant toutes positivement corrélées à cette population.

En termes de contexte économique, il s'avère qu'il existe une relation à long terme entre la population détenue et deux variables économiques, le PIB et l'inflation estimée. À court terme, à ces deux variables économiques s'ajoute le coefficient de Gini. En termes de relation de causalité (au sens de Granger), nous retrouvons une relation statistiquement significative encore une fois entre le PIB et l'inflation estimée d'un côté et la population détenue de l'autre. Finalement, une seule variable qui n'est pas significativement corrélée en termes statistiques au (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, est l'inflation estimée.

**Tableau 14: Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en Belgique dans le contexte de la troisième période**

	Cointégration	Évolution dynamique des variables...		Causalité	Corrélation ( $\rho$ )	
		À long terme	À court terme (2 ans)			
<b>Criminalité et détention</b>						
Activité des parquets	A. entrées		Oui (-/+)*	Oui (-/+)*	Oui (D $\leftrightarrow$ P)	Oui (+)
	A. poursuivies		Non	Oui (-/+)*	Oui (P $\rightarrow$ D)	Oui (+)
Activité des tribunaux correctionnels		Non	Oui (-) (D $\rightarrow$ Tc)	Non	Non	Non
Activité des cours d'assises		Non	Oui (-) (Ca $\rightarrow$ D)	Non	Non	Oui (+)
<b>Économie et détention</b>						
Inflation estimée		Oui	Oui	Oui	Non	Non
PIB		Oui (+) (PIB $\rightarrow$ D)	Non	Oui (PIB $\rightarrow$ D)	Non	Oui (+)
% de personnes sans emploi	Non	Non		Oui	Non	Oui (-)
Coefficient de Gini		Non	Oui (+) (D $\rightarrow$ Gini)	Non	Non	Oui (-)

**Notes** :\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse du volume d'affaires entrées aux parquets alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue.

**Légendes** : D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; P = activité des parquets ; Tc = activité des tribunaux correctionnels ; Ca = activité des cours d'assises ; Gini = coefficient de Gini ; PIB = PIB.

Les différentes analyses permettent de tirer des conclusions quant à différents points :

- a) Les trois instances engagées dans la procédure pénale présentent une dynamique d'évolution avec la population détenue à court terme, mais la relation entre chacune de ces instances et la population détenue n'est pas uniforme :
- Les affaires entrées aux parquets et la population détenue présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent, dans le temps, des changements à la baisse de la proportion d'affaires entrées aux parquets alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue.
  - Il existe une relation statistique négative entre la population détenue et l'activité des tribunaux correctionnels : une baisse de la population détenue est suivie dans le temps d'une hausse de l'activité des tribunaux correctionnels.
  - Il existe une relation statistique négative entre la population détenue et l'activité des cours d'assises : une hausse de l'activité des cours d'assises est suivie dans le temps d'une baisse de la population détenue.
- b) Seule l'activité des parquets est causalement liée (au sens de Granger) à la population détenue. Cette relation est bidirectionnelle dans le cas des affaires entrées aux parquets et unidirectionnelle dans celui des affaires poursuivies par les parquets (le volume de la population pénitentiaire assumant le rôle de variable dépendante).
- c) La criminalité spécifiquement mesurée par l'activité des parquets présente une dynamique d'évolution avec les tendances de la population pénitentiaire, alors que cette dynamique n'est pas aussi évident au niveau des autres deux instances. L'hypothèse numéro un ne peut ainsi être ni réfutée ni corroborée.
- d) L'inflation estimée et le PIB sont les deux seules variables économiques ayant un lien avec la population détenue à long terme. Si nous n'avons pas d'information quant à la nature de ce lien pour ce qui est de la relation entre l'inflation estimée et la population détenue, une baisse du PIB est suivie dans le temps d'une baisse de la population détenue.
- e) À court terme, l'inflation estimée et le coefficient de Gini ont une relation significative avec la population détenue. Si nous n'avons pas d'information quant à la nature de la relation entre l'inflation estimée et la population détenue, une baisse de la population enfermée est suivie d'une hausse du coefficient de Gini.
- f) Le PIB et l'inflation estimée sont causalement liés (au sens de Granger) à la population détenue : tout changement de l'une de ces variables économiques se suit, dans le temps, d'un changement en termes de population détenue ;

- g) La proportion de personnes sans emploi est causalement liée (au sens de Granger) à la population détenue et ces deux variables présentent une relation circulaire ;
- h) Le contexte économique semble significativement lié à la population détenue, mais uniquement sous certaines conditions, notamment le type de technique d'analyse considérée, ainsi que la variable considérée à titre d'indicateur économique.

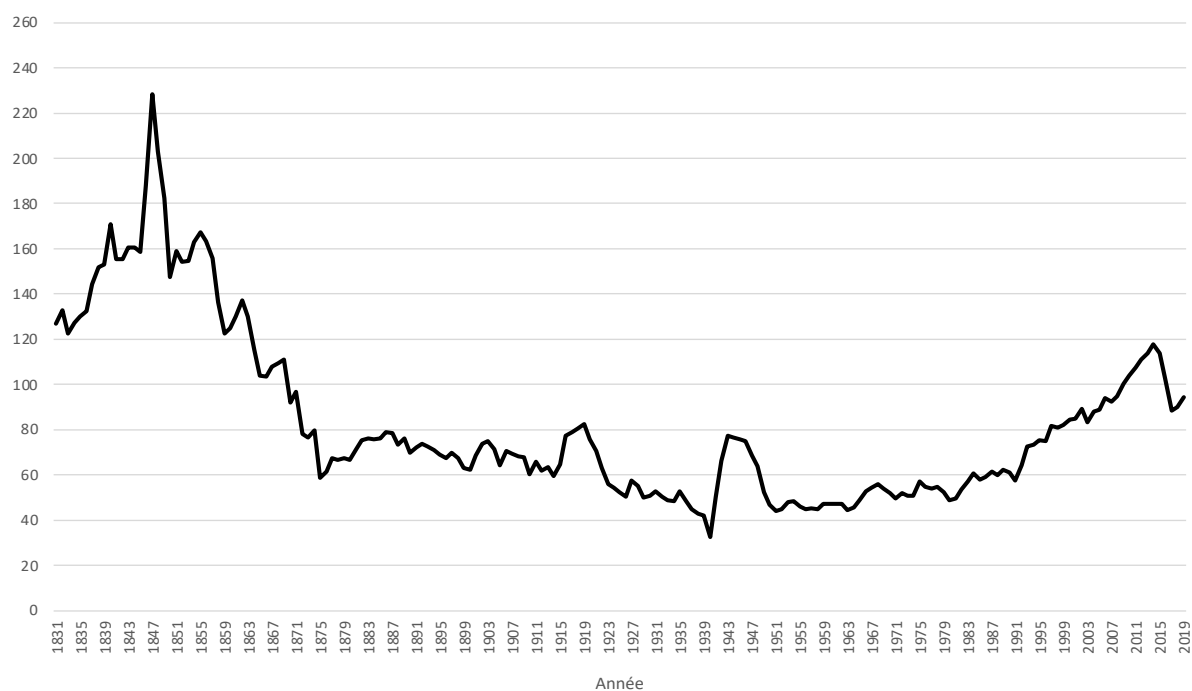
## 2. Analyse globale (1831-2019)

Jusque-là, la relation entre criminalité (telle que mesurée par l'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale) et économie d'un côté et emprisonnement de l'autre a été analysée dans le contexte des trois périodes qui ont été découpées en fonction de l'évolution de la population détenue en Belgique entre 1831 et 2019. Le présent chapitre propose une analyse globale de cette relation en considérant, ainsi, l'ensemble des données à disposition. Les variables dites de criminalité (enregistrée) et les variables économiques analysées dans le contexte de cette analyse globale sont, comme nous le savons, des variables dont les données sont disponibles sur les trois périodes. L'emprisonnement est mesuré par le taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants, la criminalité (enregistrée) est mesurée par l'activité des parquets ainsi que par celle des tribunaux correctionnels et des cours d'assises, et l'économie par le PIB, la seule variable économique disponible sur les trois périodes.

### 2.1. LES TENDANCES DE L'EMPRISONNEMENT EN BELGIQUE

Le Graphique 64 présente les tendances de la population pénitentiaire pour 100'000 habitants entre 1831 et 2019 (un graphique que nous avons d'ailleurs déjà pu découvrir lors du découpage de la série temporelle dans la section 1 du présent chapitre).

**Graphique 64 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en Belgique, 1831-2019**



Nous constatons, tout d'abord, que la population pénitentiaire présente une tendance générale à la baisse. En effet, si l'on compare 2019 à 1831, on constate que le taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants a diminué de 25 %. Entre deux, nous pouvons voir des périodes de hausse et de baisses alternées, périodes qui nous ont d'ailleurs guidés lors du découpage de la série temporelle.

La deuxième chose que l'on peut constater c'est la hausse de la population détenue pendant les Première et Deuxième Guerres mondiales. Si en France cette hausse découle de l'estimation des données manquantes, en Belgique la situation est différente puisque les données relatives à la population détenue ont continué d'être publiées pendant la guerre (exception faite pour les années 1917-18 comme nous allons le comprendre) « malgré les bouleversements politiques, administratifs et judiciaires induits par l'autorité occupante allemande » (Baclin et al., 2007, p.5). Les périodes de guerres sont généralement caractérisées par une baisse de la population pénitentiaire à la suite de l'engagement des jeunes hommes dans l'armée (Abbott, 1918; Rosenbaum, 1940), comme nous l'avons vu. Or, il s'avère que la Belgique surgit ici comme une exception à la règle puisqu'en période de guerre la population détenue a augmenté. Pour ce qui est de la Première Guerre mondiale, et selon Baclin et al. (2007), il y a eu entre 1915 et 1916 une disparition importante de gendarmes (notamment dans les territoires occupés) qui a laissé les campagnes (essentiellement) sans contrôle, ayant entraîné une exacerbation du banditisme, notamment jusqu'en 1920 (année où la gendarmerie a été substantiellement renforcée) (Baclin et al., 2007). Après, les années 1917 et 1918 sont caractérisées par un durcissement de l'occupation et par le renforcement de la législation sur les atteintes à la sûreté de l'état par les autorités belges en exil. Ce contexte a provoqué une paralysie d'une partie des ministères, dont le ministère de la Justice. De plus, en protestation à la protection accordée par l'occupant aux manifestations séparatistes d'activistes flamands, la Cour de cassation suspend ses audiences, puis la Cour d'appel de Bruxelles, suivie de l'ensemble des juridictions du royaume. Différentes instances sont à l'arrêt et l'Allemagne est « tenue de remplacer l'administration judiciaire défaillante » (Baclin et al., 2007, p.11). Cet arrêt d'activités sert de justification à l'absence de publication de données pour 1918.

En 1919, en revanche, les effets de cette suspension se traduisent par plus de 20'000 dossiers en attente ainsi que par la hausse des affaires soumises aux parquets. Finalement, une importante hausse des infractions contre la propriété a été relevée pendant les années marquées par la Première Guerre mondiale, ainsi qu'une baisse des crimes contre la personne (Baclin et al., 2007). Si l'on compare 1914 (première année de guerre) et 1918 (dernière année de guerre), nous constatons que la population détenue a augmenté de 35 %.

Pour ce qui est de la Deuxième Guerre mondiale, l'augmentation que l'on constate au niveau du taux de détenue pour 100'000 habitants peut être en lien avec la hausse « continue et inquiétante de la criminalité » dont les statistiques rendent compte (Baclin et al., 2007, p.16), mais aussi avec la hausse du nombre de condamnés. Au-delà de l'augmentation de la proportion



de condamnés, les statistiques relèvent également une présence accrue de femmes<sup>49</sup> et de jeunes (entre 16 et 18 ans)<sup>50</sup> au sein de la population de condamnés (Baclin et al., 2007). La hausse de la population pénitentiaire peut aussi être en lien avec la criminalisation d'une série de comportements et de transactions alimentaires qui a eu lieu en 1941. En comparant 1940 (qui correspond à la première année de la Deuxième Guerre mondiale) à 1945 (dernière année de guerre), la population détenue a enregistré une hausse de 135 %.

S'il était d'espérer que la population détenue baisse pendant les périodes de guerre, la manière dont la Belgique a vécu les deux grandes guerres mondiales, notamment par son occupation par les envahisseurs, peut expliquer la hausse de la population détenue qui s'observe pendant ces périodes.

## 2.2. L'ACTIVITÉ DES INSTANCES IMPLIQUÉES DANS LA PROCÉDURE PÉNALE

Ce sous-chapitre intègre une analyse des relations entre l'activité des trois instances engagées dans la procédure pénale (parquets, tribunaux correctionnels et cours d'assises) et le stock de détenus.

### 2.2.1. L'ACTIVITÉ DES PARQUETS ET LE STOCK DE DÉTENUS

Le Graphique 65 donne un aperçu de l'évolution du taux de détenus et de l'activité des parquets mesurée par le taux d'affaires entrées et poursuivies par ces instances (toutes variables pour 100'000 habitants) dans le contexte de l'analyse globale.

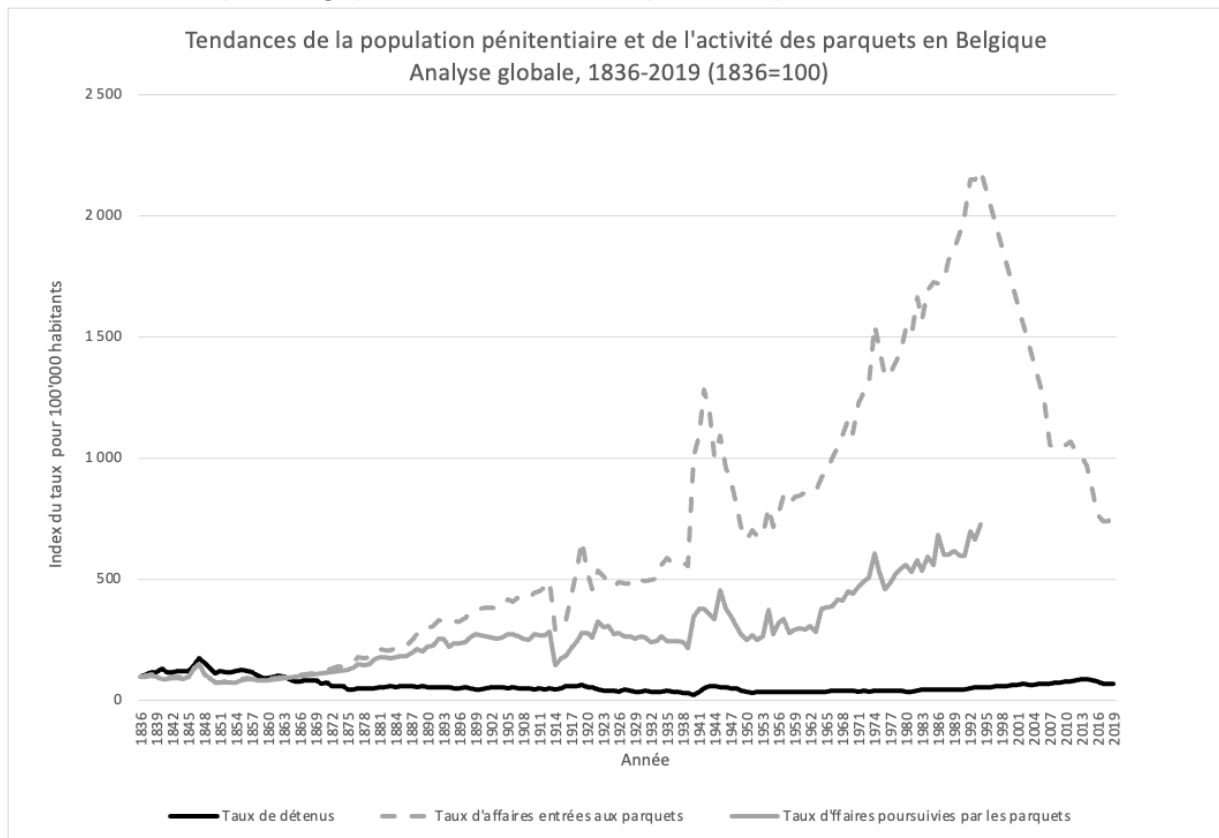
Nous remarquerons que la disponibilité des données varie, encore une fois, en fonction de la variable puisque les données sur les affaires entrées aux parquets sont disponibles entre 1836 et 2019 (avec deux interruptions, une entre 1861 et 1969 et l'autre entre 1995 et 2005), alors que celles relatives aux affaires poursuivies par ces instances sont disponibles entre 1836 et 1994, et celles référentes à la population pénitentiaire sont disponibles entre 1831 et 2019. Nous constatons, aussi, que le taux de détenus a généralement baissé, alors que l'activité des parquets enregistre une tendance générale à la hausse, quelle que soit la variable considérée. En comparant 2019 à 1836 (qui correspond à l'étendue d'années pour lesquelles les données sont disponibles en simultanément au niveau des deux variables), la population pénitentiaire a baissé de 29 % alors que le volume d'affaires entrées aux parquets enregistre une hausse de 697 %. D'un autre côté, si l'on compare 1836 et 1994 (années pour lesquelles les données relatives au taux d'affaires poursuivies par les parquets et au taux de détenus, tous deux pour 100'000 habitants, sont simultanément disponibles) le taux de détenus pour 100'000 habitants a baissé de 45 % alors que le volume d'affaires poursuivies par les parquets a progressé de 627 %.

---

<sup>49</sup> Selon Baclin et al. (2007), leur nombre passe de 256 pour 100'000 habitants avant la guerre à 605 en 1943.

<sup>50</sup> Il y avait, avant la guerre et pour 100'000 habitants, 580 jeunes hommes et 171 jeunes filles entre 16 et 18 ans condamnés. Ces taux passent à 1'363 et 519, respectivement, en 1943.

**Graphique 65 : Tendances du taux de détenus et de l'activité des parquets (toutes variables pour 100'000 habitants) en Belgique entre 1836 et 2019 (1836=100)**



Étant donné les divergences enregistrées au niveau de la disponibilité de données, l'analyse du lien entre l'emprisonnement et l'activité des parquets est faite en considérant individuellement chaque variable relative à cette activité.

### 2.2.1a Les affaires entrées aux parquets et la population détenue

Par rapport au volume d'affaires entrées aux parquets et sa relation avec celui de la population détenue en Belgique entre 1831 et 2019, les résultats (présentés de manière détaillée en Annexe J, Section 1) suggèrent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les affaires entrées aux parquets, et la population détenue. En d'autres mots, il n'existe, à long terme, aucune dynamique d'évolution entre les variables. En revanche, l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) selon la procédure de Toda-Yamamoto aboutit à des résultats différents en indiquant l'existence d'une relation bidirectionnelle entre les variables. De plus, les variables sont significativement, négativement et modérément corrélées ( $\rho = -0.555$ ,  $p < 0.01$ ).

### 2.2.1b Les affaires poursuivies par parquets et la population détenue

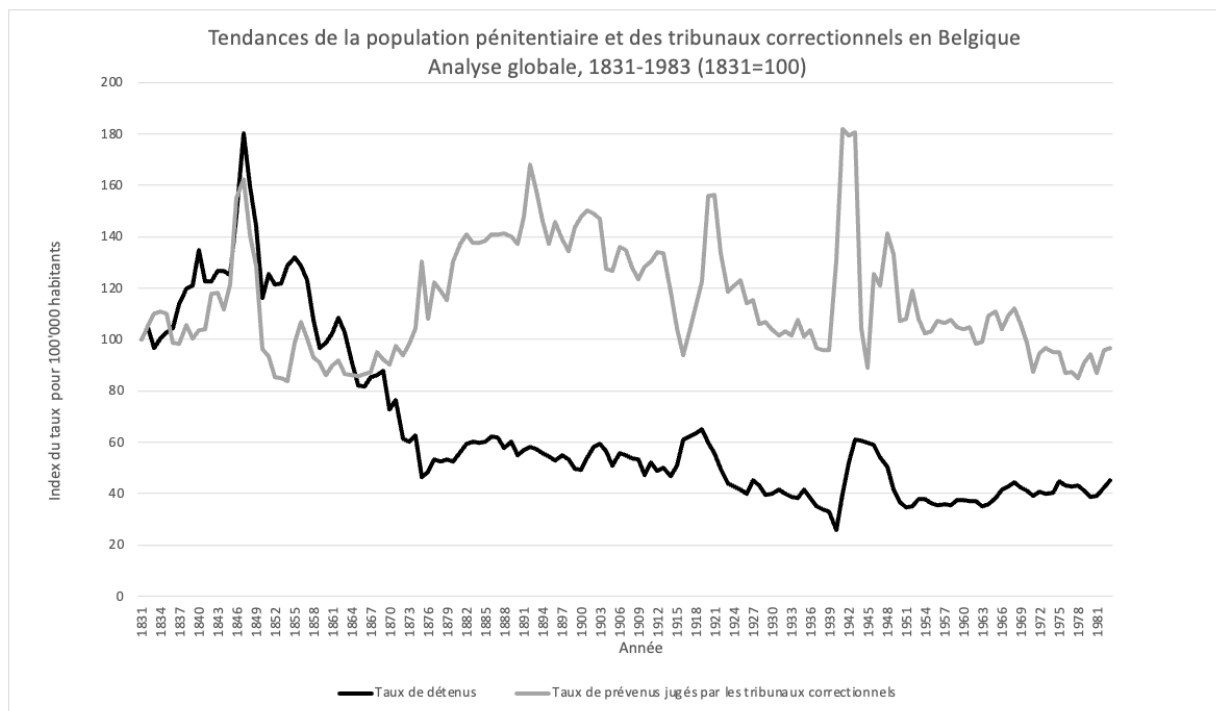
Au niveau des affaires poursuivies, les résultats (présentés de manière détaillée en Annexe J, Section 1) permettent de constater qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre la population de détenus et le volume d'affaires poursuivies par les parquets, alors que les résultats du test de causalité (au sens de Granger) indiquent l'existence d'une relation causale (bidirectionnelle) entre les variables et que le test de corrélation indique que les variables sont

significativement, négativement et fortement corrélées au niveau statistique ( $\rho=-0.598$ ,  $p<0.01$ ).

### 2.2.2. L'ACTIVITÉ DES TRIBUNAUX CORRECTIONNELS ET LE STOCK DE DÉTENUS

Les tendances de la population pénitentiaire, mesurées par le taux de détenus pour 100'000 habitants, ainsi que de l'activité des tribunaux correctionnels, mesurées par le taux de prévenus jugés par ces instances pour 100'000 habitants, sont présentées dans le Graphique 66. Nous constatons que les si les deux variables présentent une tendance générale à la baisse, la diminution générale du taux de détenus pour 100'000 habitants est bien plus marquée que celle du taux de prévenus pour 100'000 habitants, la première affichant une baisse de presque 58% et la deuxième de 4.1%.

**Graphique 66 : Tendances de l'activité des tribunaux correctionnels et des populations pénitentiaires en Belgique entre 1831 et 1983 (1831=100)**

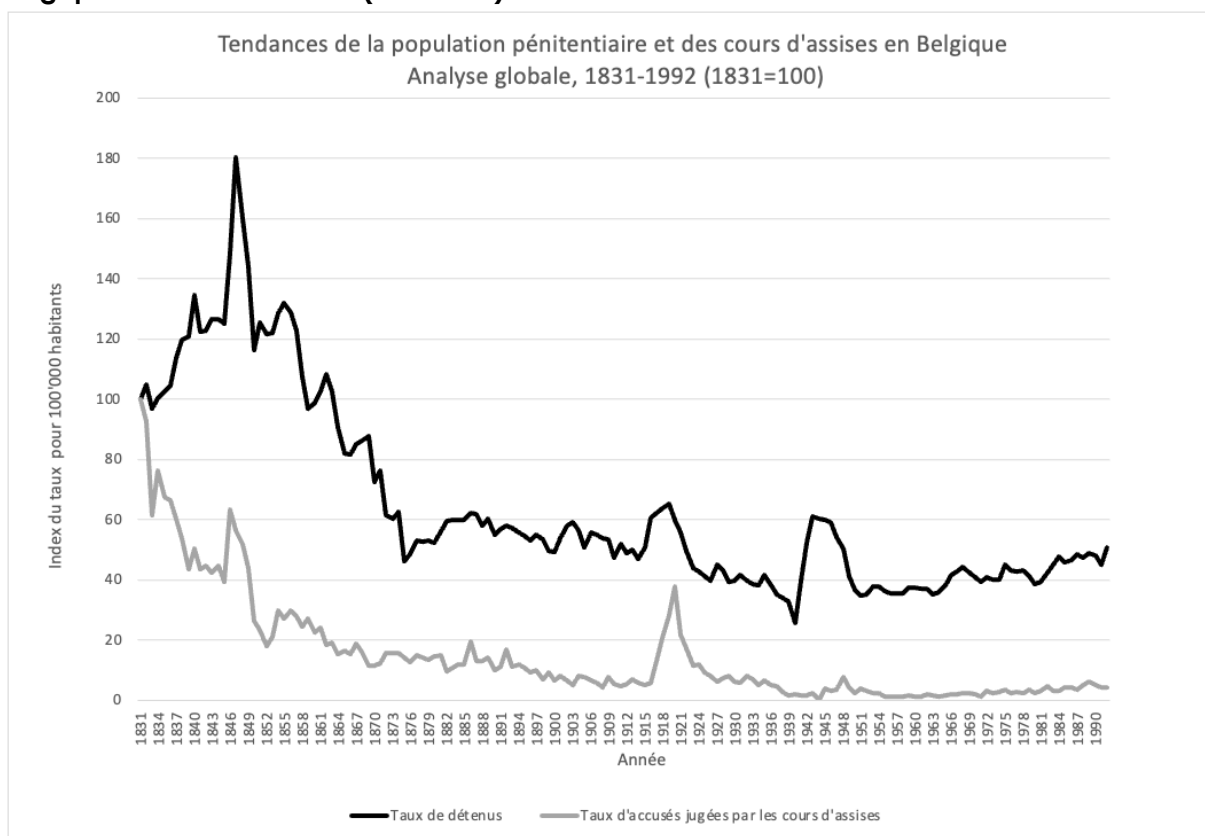


Les résultats des analyses conduites relativement au lien entre la population détenue et l'activité des tribunaux correctionnels (présentées de manière détaillée en Annexe J, Section 1) indiquent qu'il existe, à long terme, une dynamique d'évolution entre les variables. En effet, les résultats du modèle VAR nous permettent de constater que les valeurs passées du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants sont statistiquement et significativement liées au valeurs futures du taux de détenus pour 100'000 habitants. À court terme, 3.2% de la variance du volume de la population détenue est expliquée par des variations de la proportion de prévenus. En revanche, l'analyse de causalité (au sens de Granger) ainsi que l'analyse de corrélation ( $\rho=-0.001$ ,  $p=0.992$ ) indiquent qu'il n'existe pas de lien statistiquement significatif entre les variables.

### 2.2.3. L'ACTIVITÉ DES COURS D'ASSISES ET LE STOCK DE DÉTENUS

Le Graphique 67 affiche les tendances de l'activité des cours d'assises, mesurée par le taux d'accusés jugés par ces instances pour 100'000 habitants, et des populations pénitentiaires, mesurées par le taux de détenus pour 100'000 habitants aussi, en Belgique entre 1831 et 2019. Si les données relatives à l'activité des cours d'assises sont disponibles sur un laps de temps plus court par rapport aux données portant sur les populations pénitentiaires, nous constatons tout de même que les deux variables suivent des tendances assez similaires. En comparant les années 1831 et 1992 (années en commun au niveau des deux variables), nous constatons que la population détenue a baissé de 49 % et le volume d'accusés jugés par les cours d'assises de 96 %. En termes d'accusés jugés par les cours d'assises, l'effet de la Première Guerre mondiale est traduit par une hausse de cette activité, certainement en lien avec les facteurs avancés lors de l'analyse de l'évolution de la population pénitentiaire au début du présent chapitre.

**Graphique 67 : Tendances de l'activité des cours d'assises et des populations pénitentiaires en Belgique entre 1831 et 1992 (1831=100)**



Les analyses conduites sur la relation entre l'activité des cours d'assises et la population détenue en Belgique dans le cadre de l'analyse globale (dont les résultats sont présentés de manière détaillée en Annexe J, Section 1) indiquent qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants. Il existe en revanche une relation causale unidirectionnelle (au sens de Granger) entre les variables dans le sens où les changements au niveau de l'activité des cours

succèdent ceux que l'on peut observer dans le volume de détenus. Les variables sont également significativement, fortement et positivement corrélées ( $\rho=0.847, p<0.01$ ).

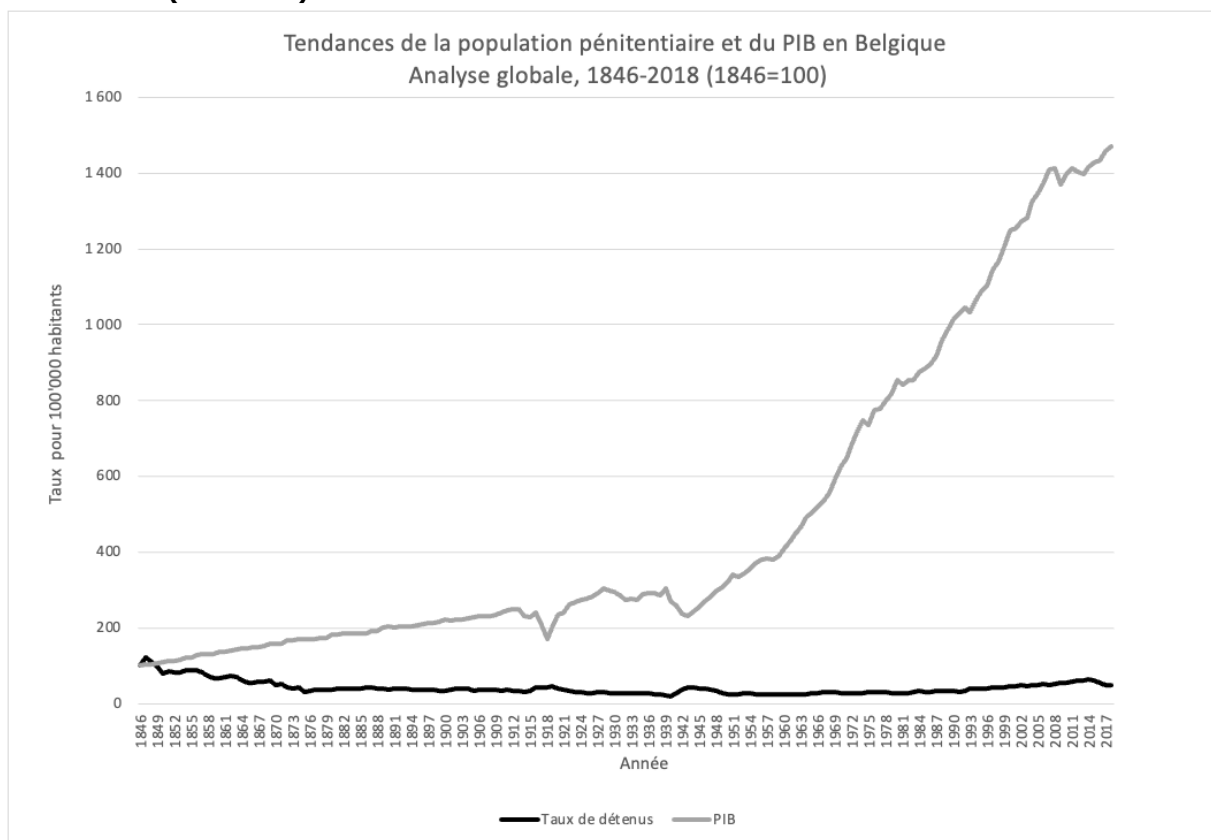
### 2.3. LE CONTEXTE ÉCONOMIQUE ET LES POPULATIONS ENFERMÉES EN BELGIQUE

La présente section se penche maintenant sur les relations entre les populations pénitentiaires et l'environnement économique dans le contexte de l'analyse globale du lien entre économie et détention en Belgique. Le PIB étant la seule variable économique dont les données sont disponibles sur les trois périodes (ce qui est, comme nous l'avons vu dans Chapitre III, le critère d'inclusion pour l'analyse globale), cette section porte sur le lien entre population détenue et PIB entre 1846 et 2018.

#### 2.3.1. LA POPULATION PÉNITENTIAIRE ET LE PIB

Le Graphique 68 présente l'évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du PIB en Belgique entre 1846 et 2019. Nous constatons que les variables présentent, d'une manière générale, des tendances contraires. Si l'on compare la dernière et la première année de la série (pour lesquelles des données sont disponibles au niveau des deux variables), le taux de détenus pour 100'000 habitants présente, entre 1836 et 2019, une baisse générale de 52 %, alors que le PIB augmente vertigineusement de plus de 1'300 %.

**Graphique 68 : Évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du PIB en Belgique entre 1846 et 2018 (1846=100)**



En analysant la relation entre le PIB et la population pénitentiaire en Belgique entre 1831 et 2019 (les résultats des analyses étant présentés de manière détaillée en Annexe J, Section 2), nous constatons qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les deux variables, même si elles sont liées par une relation de causalité (au sens de Granger) de sorte qu'un changement en termes de  $(\ln)PIB$  se suivra, dans le temps, d'un changement au niveau de la population détenue. Finalement, il s'avère que ces deux variables sont significativement, négativement et modérément corrélées ( $\rho = -0.335$  ;  $p < 0.05$ ).

#### 2.4. RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DE L'ANALYSE GLOBALE

Dans le cadre de l'analyse globale portant sur la Belgique, et tenant compte des critères d'inclusion dans l'analyse globale (Chapitre III), en plus du taux de détenus pour 100'000 habitants, seules cinq autres variables sont considérées, quatre d'elles étant des variables judiciaires — relatives à l'activité des parquets, des tribunaux correctionnels et des cours d'assises — et la dernière une variable économique, le PIB.

Les principaux résultats de l'analyse globale du lien entre criminalité et économie d'un côté et emprisonnement de l'autre en Belgique sont présentés dans le Tableau 15.

**Tableau 15: Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

	Cointégration	Évolution dynamique des variables...		Causalité	Corrélation ( $\rho$ )
		À long terme	À court terme (2 ans)		
<b>Criminalité et détention</b>					
Activité des parquets	Non	Non	<del>Non</del>	Oui ( $D \leftrightarrow P$ )	Oui (-)
Activité des tribunaux correctionnels	<del>Non</del>	Oui (+) ( $Tc \rightarrow D$ )	Oui (+) ( $Tc \rightarrow D$ )	Non	Non
Activité des cours d'assises	Non	Non	<del>Non</del>	Oui ( $D \rightarrow Ca$ )	Oui (+)
<b>Économie et détention</b>					
PIB	Non	Non	<del>Non</del>	Oui ( $PIB \rightarrow D$ )	Oui (-)

**Légendes :** D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; P = activité des parquets ; Ca = activité des cours d'assises ; PIB = PIB.

Les résultats indiquent que les variables judiciaires représentant l'activité des parquets et des cours d'assises ne présente pas de relation de cointégration avec le volume de la population pénitentiaire. En revanche, l'activité des tribunaux correctionnels présente une dynamique d'évolution à long terme avec la population détenue dans le sens où les valeurs passées de cette activité sont significativement et positivement liées aux valeurs futures de la population détenue. D'un autre côté, le seul lien à court terme qui s'est avéré statistiquement significatif est celui entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population pénitentiaire : sur deux ans,

3.6% des variations enregistrées au niveau du volume de la population détenue peuvent être expliqués par un changement de la proportion de prévenus jugés par ces instances.

Nous avons également constaté la présence de relations causales (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets ainsi que celle des cours d'assises. Pour ce qui est de l'activité des parquets et de sa relation à la population enfermée, les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) suggèrent qu'il existe, entre les variables, une relation circulaire. D'un autre côté, il existe aussi une relation causale (au sens de Granger) entre la population détenue et l'activité des cours d'assises, mais, dans ce cas, cette relation évolue dans un seul et même sens : les changements enregistrés au niveau de la population détenue précédant ceux observés au niveau de l'activité des cours d'assises. Pour ce qui est de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre l'activité des cours d'assises et la population pénitentiaire, les résultats ne sont pas statistiquement significatifs.

Pour ce qui est des analyses de corrélation ( $\rho$ ), les résultats indiquent l'existence d'un lien statistique significatif entre l'activité des parquets et celle des cours d'assises et la population détenue, alors que le lien entre l'activité des tribunaux correctionnels et de la population pénitentiaire s'est avéré non significatif au niveau statistique

Ainsi, si les résultats des tests économétriques et de l'analyse de corrélation suggèrent qu'il existe bel et bien un lien entre l'activité des instances judiciaires et la population détenue, seule l'activité des tribunaux correctionnels présente une dynamique d'évolution à long et court terme avec le taux de détenus pour 100'000 habitants.

Finalement, concernant la relation entre économie et emprisonnement, les résultats indiquent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre le PIB et la population enfermée, malgré l'existence non seulement d'une relation causale (au sens de Granger) entre les variables, mais aussi d'une corrélation ( $\rho$ ) statistiquement significative.

Les résultats de cette analyse globale suggèrent, de manière générale, que :

- a) Il existe une dynamique d'évolution à long et court terme uniquement entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue uniquement
- b) Il existe entre l'activité des parquets et celle des cours d'assises et la population détenue une relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle, les résultats ne nous permettant pas de tirer des conclusions quant à l'ordre temporelle de survenance des événements dans le temps;
- c) Criminalité, mesurée par l'activité des instances impliquées dans la procédure pénale, et emprisonnement ne sont pas des phénomènes indépendants mais les résultats varient en fonction de la technique d'analyse et de l'instance considérée ;
- d) Le PIB ne présente pas de dynamique d'évolution à long ou court terme avec la population détenue. En revanche, les variables sont liées par une relation causale (au sens de Granger), les changements du PIB précédant ceux de la population détenue.

### 3. Confrontation interne des résultats en contexte belge

**Tableau 16 : Résumé des résultats de l'analyse par période et de l'analyse globale du lien entre criminalité, économie et détention en Belgique**

		Période 1 (1831-1847)			Période 2 (1848-1939)			Période 3 (1946-2019)			Analyse globale (1831-2019)						
		Dynamique d'évolution		Causalité	Corrélation (rho)	Dynamique d'évolution		Causalité	Corrélation (rho)	Dynamique d'évolution		Causalité	Corrélation (rho)				
		Long terme	Court terme (2 ans)			Long terme	Court terme (2 ans)			Long terme	Court terme (2 ans)						
Activité des parquets	Entrée d'affaires Poursuite d'affaires	Non	X	Non	Non	Non	X	Oui P←D Oui P→D	Oui (-)	Oui*	Oui* P←D Oui** P→D	Oui P←D	Oui (+)	Non	X	Oui P←D	Oui (-)
		Non	Non	Oui Tc←D	Oui (+)	Non	Non	Non	Oui (-)	Non	Oui (-) D→Tc	Non	Non	Oui (+) Tc→D	Oui (+) Tc→D	Non	Non
Activité cours assises		Non	X	Non	Non	Non	X	Oui D→Ca	Oui (+)	Non	Non	Non	Oui (+)	Non	X	Oui D→Ca	Oui (+)
Prix du froment		Oui (+)	Non	Oui D→Fr	Oui (+)	Non	X	Oui D→Fr	Oui (+)	—	—	—	—	—	—	—	—
Prix de la fonte		Non	X	Oui D→Fo	Non	Non	X	Oui D→Fo	Oui (+)	—	—	—	—	—	—	—	—
Prix de la houille		Non	X	Oui D→H	Non	Non	X	Non	Oui (-)	—	—	—	—	—	—	—	—
Production industrielle		—	—	—	—	Non	X	Oui PI→D	Oui (-)	—	—	—	—	—	—	—	—
Inflation estimée	1848-1914	—	—	—	—	Oui*	Oui*** D←I	Oui D←I	Oui (+)	—	—	—	—	—	—	—	—
	1921-2019	—	—	—	—	Non	Oui*** D←I	Non	Non	Oui (+)	Oui (+) I→D	Oui I→D	Non	—	—	—	—
Pouvoir d'achat	1848-1913	—	—	—	—	Non	X	Non	Oui (-)	—	—	—	—	—	—	—	—
	1921-1939	—	—	—	—	Non	Oui**** D→PA	Non	Non	—	—	—	—	—	—	—	—
Personnes sans emploi		—	—	—	—	—	—	—	—	Non	X	Oui D←Pse	Oui (-)	—	—	—	—
PIB		—	—	—	—	Oui (x)	Non	Oui PIB→D	Oui (-)	Oui (+)	X	Oui PIB→D	Non	Non	X	Oui PIB→D	Oui (-)
Coefficient de Gini		—	—	—	—	—	—	—	—	Non	Oui (+) D→Gini	Non	Oui (-)	—	—	—	—

**Notes :** \* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse du taux d'affaires entrées aux parquets alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue ; \*\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse du taux d'affaires poursuivies par les parquets alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue ; \*\*\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse de l'inflation alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue ; \*\*\*\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse du pouvoir d'achat que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue

**Légendes :** D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; P = activité des parquets ; Tc = activité des tribunaux correctionnels ; Ca = activité des cours d'assises ; PI = indice de production industrielle ; Fr = prix du froment ; Fo = prix de la fonte ; C = prix du charbon ; I = Inflation estimée ; Pse = pourcentage de personnes sans emploi.



Le Tableau 16 intègre un résumé de l'ensemble des résultats obtenus lors de l'analyse du lien entre criminalité, économie et détention en Belgique par périodes et en considérant l'ensemble de la série chronologique (analyse globale). Ce tableau synthétise les résultats relatifs aux dynamiques d'évolution à court et long terme, aux analyses du lien de causalité (au sens de Granger) en utilisant la procédure de Toda-Yamamoto et aux analyses de corrélation en ayant recours au coefficient de Spearman.

Encore une fois, si les résultats de l'analyse s'avèrent statistiquement significatifs, le sens (indiqué par des flèches) ainsi que la nature du lien (+ si positif - si négatif) est précisé. L'impossibilité de conduire un test du aux caractéristiques des données est représenté par une croix, alors que quand ce test ne peut être conduit dû à l'absence de données, la représentation est faite au moyen d'un tiret.

En fonction des différents liens analysés, voici ce que la confrontation des résultats nous permet de relever :

### **1. L'activité des parquets et la population détenue :**

- Il existe une dynamique d'évolution à long terme entre les affaires entrées aux parquets et la population détenue entre 1946 et 2019 uniquement.
- Il existe une dynamique d'évolution à court terme entre l'activité des parquets (quelle que soit la variable) et la population enfermée entre 1946 et 2019 uniquement (3<sup>e</sup> période). Cette relation est bidirectionnelle, ou circulaire.
- Il existe une relation causale bidirectionnelle entre les affaires entrées aux parquets et la population détenue entre 1850 et 2019 (2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> période + analyse globale) tout comme il existe une relation unidirectionnelle entre les affaires poursuivies par les parquets et la population détenue entre 1850 et 2019 en ce qui concerne les analyses relatives à la 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> période. Selon les résultats, des changements sur la population détenue se feront suivre de changements au niveau du volume d'affaires entrées aux parquets. En revanche, le lien est bidirectionnel quand on considère l'analyse globale.
- La nature de la relation entre l'activité des parquets et le taux de détenus varie dans le temps étant donné que pendant la 2<sup>e</sup> période et l'analyse globale nous sommes en présence d'un lien négatif entre les deux variables, pendant la 3<sup>e</sup> période ce lien est positif.

### **2. L'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue :**

- Il existe une dynamique d'évolution à long terme entre les variables mais uniquement au niveau de l'analyse globale.
- Il existe une dynamique d'évolution à court terme entre les variables au niveau de la 3<sup>e</sup> période et de l'analyse globale.

- Dans le contexte de la 1<sup>ère</sup> période, et en tenant compte de l'analyse de causalité (au sens de Granger), il existe une relation circulaire entre les variables.

### **3. L'activité des cours d'assises et la population détenue :**

- Aucune dynamique d'évolution à long terme n'a été retrouvée entre les variables.
- Il existe une dynamique d'évolution à court terme entre l'activité des cours d'assises et le volume de la population pénitentiaire pendant la 3<sup>e</sup> période (1946-2019) et dans le contexte de l'analyse globale. Cette relation est bidirectionnelle, ou circulaire.
- Au niveau des dynamiques à court terme identifiées par les analyses, le sens dans lequel la relation évolue n'est pas le même à travers le temps. Si au niveau de la deuxième période et de l'analyse globale l'activité des cours d'assises surgit comme variable expliquée, au niveau de la 3<sup>e</sup> période, cette activité assume le rôle de variable explicative.
- Il existe une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre les variables dans le contexte de la 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> période ainsi que dans celui de l'analyse globale. La direction dans laquelle ce lien évolue n'est cependant pas systématiquement la même puisqu'au niveau de la 2<sup>e</sup> période et de l'analyse globale la population détenue surgit comme variable explicative (ou indépendante), dans le contexte de la 3<sup>e</sup> période elle assume le rôle de variable expliquée (ou dépendante).

### **4. Les variables économiques et les populations enfermées :**

- Le prix du froment présente une dynamique d'évolution à long terme avec la population détenue uniquement dans le contexte de la 1<sup>ère</sup> période ainsi qu'une dynamique d'évolution à court terme uniquement dans le contexte de la 2<sup>e</sup> période. En revanche, les variables sont positivement corrélées et liées par un lien de causalité (au sens de Granger) unidirectionnel dans le contexte des deux périodes.
- Le prix de la fonte et la population détenue sont liés par un lien de causalité (au sens de Granger) unidirectionnel au niveau de la 1<sup>ère</sup> et 2<sup>e</sup> période ce qui indique que les changements observés au niveau du volume de la population détenue surviennent, dans le temps, avant les changements enregistrés au niveau du prix de la fonte. Néanmoins, l'analyse de causalité (au sens de Granger) nous informe uniquement sur le déroulement des événements dans le temps et il semble certain que l'existence de ce lien soit conditionnée par l'influence de variables tierces. De plus, ce type d'analyse ne nous donne pas de précisions

quant à la magnitude des relations. Ainsi, ces résultats doivent être interprétés avec précaution.

- Il n'existe pas de dynamique d'évolution à court ou long terme entre le prix de la houille et la population détenue, malgré l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle.
- L'indice de production industrielle est causalement lié (au sens de Granger) à la population détenue entre 1850 et 1939. Des variations dans cet indice se font suivre, dans le temps, de changements dans le volume de la population détenue.
- Il existe une dynamique d'évolution à long terme entre l'inflation estimée et la population détenue dans le contexte de la 2<sup>e</sup> et de la 3<sup>e</sup> période. Il existe aussi une dynamique d'évolution à court terme entre les variables dans le contexte de ces deux mêmes périodes mais la direction des relations varie en fonction de la période considérée.
- Il existe une dynamique d'évolution à court terme entre le pouvoir d'achat et la population détenue.
- Le PIB présente une dynamique d'évolution à long terme avec le volume de détenus dans le contexte de la 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> période alors que lors de l'analyse globale cette dynamique n'existe pas.
- Il existe une dynamique d'évolution à court terme entre le PIB et la population détenue au niveau de la 3<sup>e</sup> période. Un changement du PIB étant suivi, dans le temps, d'un changement du volume de la population pénitentiaire.
- Le PIB est causalement lié (au sens de Granger) à la population détenue entre 1850 et 2019 dans le contexte de la 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> période, mais aussi de l'analyse globale. Sur l'ensemble des analyses, les changements observés au niveau du PIB précèdent ceux enregistrés au niveau de la population détenue.
- En termes de corrélation ( $\rho$ ), il existe un lien positif entre le PIB et la population enfermée pendant la 3<sup>e</sup> période alors que ce lien est négatif pendant la 2<sup>e</sup> période et lors de l'analyse globale.

En considérant les résultats de l'analyse des différentes périodes et de l'ensemble de la série temporelle, les parquets et les tribunaux correctionnels sont les instances pour lesquelles un plus grand nombre de relations statistiquement significatives avec la population pénitentiaire a été retrouvé. Pour ce qui est des cours d'assises, la plupart des analyses ont abouti à des résultats qui ne sont pas significatifs en termes statistiques.

De manière générale, les résultats suggèrent que (1) il existe en effet une relation entre criminalité — telle que mesurée par l'activité des parquets et des tribunaux correctionnels — et emprisonnement ; et que (2) les changements observés au niveau de l'activité des parquets

et des tribunaux correctionnels ont tendance à précéder ceux enregistrés dans le volume de la population détenue, des résultats qui nous permettraient de corroborer notre première hypothèse de recherche. Néanmoins, l'existence de relations circulaires entre les variables, de cas où les variations de la population détenue précèdent (en termes statistiques et temporels) celles de l'activité des parquets et des tribunaux correctionnels, ainsi que la faible proportion de relations statistiquement significatives entre l'activité des cours d'assises et la population enfermée en Belgique ne nous permettent pas de la corroborer pleinement.

Pour ce qui est du lien entre le contexte économique et la population détenue, les résultats sont davantage ambigus et varient de manière considérable en fonction (1) des périodes, (2) des variables économiques et (3) de la technique d'analyse statistique. À court terme nous constatons par exemple l'existence de relations circulaires pendant la deuxième période et, au cours de la troisième période, les changements au niveau du contexte économique or succèdent or précèdent (au niveau statistique) ceux observés dans le volume de la population détenue ; à long terme, une hausse de l'inflation et du PIB est suivie d'une hausse de la population détenue au niveau de la troisième période, alors que pendant la deuxième, une hausse du PIB et une baisse de l'inflation est suivie d'une baisse de la population détenue. Les résultats obtenus ne nous permettent, ainsi, pas de corroborer la deuxième hypothèse de recherche.

Nous pouvons finalement conclure, en contexte belge, que :

1. Une hausse de la criminalité mesurée par l'activité des parquets et des tribunaux correctionnels est généralement, mais pas systématiquement, suivie d'une hausse de la population détenue ;
2. Une amélioration des conditions économiques n'implique pas forcément ni systématiquement une baisse de la population détenue ;
3. Les résultats obtenus lors de l'analyse d'une période spécifique ne sont pas forcément les mêmes que ceux obtenus lors de l'analyse d'une autre période et de l'analyse globale de la série chronologique ;
4. Les résultats ne sont pas toujours homogènes à travers les différentes techniques d'analyse de données et ils s'avèrent même, parfois, contradictoires. Dans ce sens, la méthode d'analyse des données a un impact sur les résultats.

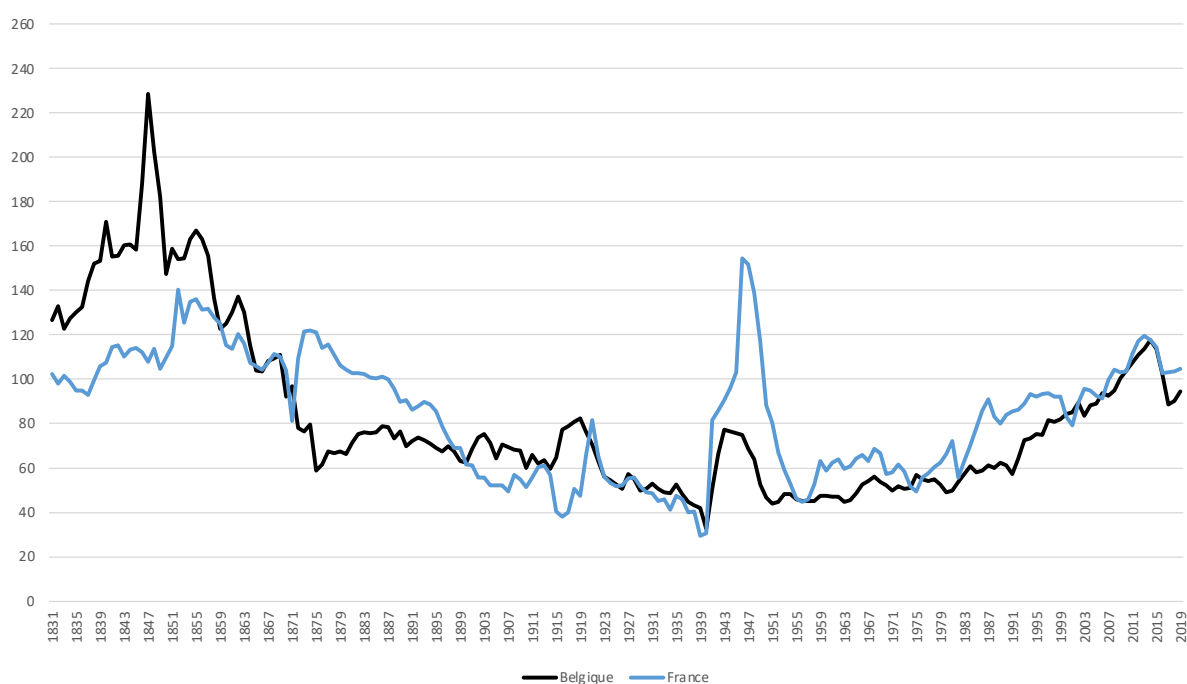
## Chapitre VI FRANCE ET BELGIQUE : CONFRONTATION EXTERNE DES RÉSULTATS

Les tendances de l'emprisonnement en France ainsi que leur lien à la criminalité, mesurée par l'activité des instances impliquées dans les différentes phases de la procédure pénale, et au contexte économique français ont été étudiées tout au long du Chapitre IV. Le Chapitre V a quant à lui été dédié à cette même étude, mais cette fois-ci en Belgique. Après avoir analysé ces deux pays à titre individuel, nous nous penchons maintenant sur les résultats qui ont été obtenus lors des analyses conduites pour chacun des pays à titre individuel afin de les confronter. Le présent chapitre est ainsi dédié à la confrontation des résultats obtenus pour la France et pour la Belgique. Une première section est consacrée à la présentation et à l'analyse des tendances de la population pénitentiaire de chaque pays, puis le focus est mis sur chacune des périodes identifiées au moyen de l'évolution de cette population, et sur l'analyse globale, qui porte sur l'ensemble de la série chronologique, pour finalement conclure avec une confrontation de l'ensemble des résultats des différentes analyses conduites en contexte français et belge.

### 1. L'évolution de la population détenue en France et en Belgique entre 1831 et 2019

Les tendances enregistrées au niveau de la population pénitentiaire en France et en Belgique sont présentées dans le Graphique 69.

**Graphique 69 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en France et en Belgique entre 1831 et 2019**



Nous constatons que les populations détenues évoluent de manière extrêmement similaire à travers le temps. Cette évolution est caractérisée, dans les deux pays, par une première période, plutôt courte, de hausse de la population détenue, qui se fait suivre par une longue période de diminution de cette même population et ensuite, une nouvelle période de hausse de la population détenue. Nous remarquerons d'ailleurs que dans la plupart des années où les tendances s'inversent (c'est-à-dire quand on passe d'une année où est enregistré un pic par exemple à l'année suivante qui initie la période de baisse) le décalage des événements est minime entre les deux pays. En prenant l'exemple de la première période qui s'entend, en France, de 1831 à 1851 et, en Belgique, de 1831 à 1847, nous pouvons remarquer qu'il existe au niveau de cette période un décalage de trois ans puisque c'est en 1947 que la population détenue commence à baisser en Belgique, alors que cette baisse a lieu en 1850 en France, soit trois ans plus tard. Nous pouvons aussi voir qu'il y a des moments pendant lesquels la population détenue en Belgique baisse alors qu'elle augmente en France, comme entre 1872 et 1877.

Une autre chose intéressante concerne les périodes de guerres et surtout celle relative à la Première Guerre mondiale. Nous constatons en effet que pendant la Première Guerre mondiale la population détenue a baissé en France, mais augmenté en Belgique, une différence qui peut être en lien avec le rôle que chacun des pays a assumé pendant cette guerre. Au niveau de la deuxième Grande Guerre, les tendances sont les mêmes puisque la population détenue a augmenté au sein de deux pays quoique la hausse enregistrée en France soit bien plus importante que celle observée en Belgique. Les différences que l'on relève en contexte de guerre peuvent non seulement être en lien avec le rôle de chacun des pays pendant la guerre puisque la Belgique a rapidement été occupée par l'envahisseur alors que la France a réussi à résister et lutter contre une telle occupation, mais aussi avec l'interpolation des données puisqu'en France les données concernant les années 1940-1945 ont été interpolées alors qu'en Belgique pas, comme nous l'avons vu.

Malgré les similitudes, qui se sont d'ailleurs traduites par un découpage temporel semblable dans les deux pays, on constate tout de même une différence assez importante au niveau du pourcentage de changement de la population détenue dans chacun des pays. En effet, il s'avère qu'en comparant 1831 à 2019 la population détenue a augmenté de 25 % en Belgique alors qu'elle s'est maintenue stable en France (+2.0 %).

## 2. Le découpage des séries historiques française et belge : l'étendu des périodes et les variables économiques stratégiques

Afin d'avoir un premier aperçu des différences et similitudes des périodes ayant été identifiées par l'évolution de la population pénitentiaire en France et en Belgique, le Tableau 17 intègre un résumé concernant l'étendu des périodes et les variables économiques retenues pour l'analyse en fonction de la période, mais aussi pour l'analyse globale.

**Tableau 17 : L'étendue des périodes et les respectives variables économiques analysées en France et en Belgique**

	Étendu des périodes		Variables économiques retenues	
	France	Belgique	France	Belgique
<b>Période 1</b>	1831-1851	1831-1847	<ul style="list-style-type: none"> <li>- prix du froment</li> <li>- prix du charbon</li> <li>- prix de la fonte</li> <li>- pouvoir d'achat</li> <li>- PIB</li> <li>- indice production industrielle</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- prix du froment</li> <li>- prix du charbon</li> <li>- prix de la fonte</li> </ul>
<b>Période 2</b>	1852-1939	1848-1939	<ul style="list-style-type: none"> <li>- prix du froment</li> <li>- prix du charbon</li> <li>- prix de la fonte</li> <li>- pouvoir d'achat</li> <li>- PIB</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- prix du froment</li> <li>- prix du charbon</li> <li>- prix de la fonte</li> <li>- pouvoir d'achat</li> <li>- inflation estimée</li> <li>- indice de production industrielle</li> <li>- pourcentage de personnes à la recherche active d'emploi</li> <li>- PIB</li> </ul>
<b>Période 3</b>	1946-2019	1946-2019	<ul style="list-style-type: none"> <li>- indice production industrielle</li> <li>- inflation estimée</li> <li>- personnes sans emploi</li> <li>- PIB</li> <li>- coefficient de Gini</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- inflation estimée</li> <li>- personnes à la recherche active d'emploi</li> <li>- personnes sans emploi</li> <li>- PIB</li> <li>- coefficient de Gini</li> </ul>
<b>Analyse globale</b>	1831-2019	1831-2019	<ul style="list-style-type: none"> <li>- pouvoir d'achat</li> <li>- PIB</li> <li>- production industrielle</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- PIB</li> </ul>

Nous constatons, tout d'abord, que l'étendue des périodes est assez similaire, ce qui n'est en réalité pas surprenant puisque les tendances de la population détenue sont semblables (comme nous le voyons dans le Graphique 63), et que les périodes ont été découpées en fonction de ces tendances. Nous remarquons, ensuite, que les variables économiques stratégiques sont elles aussi similaires, ce qui s'explique par des contextes économiques semblables. En effet, les années composant la première période sont, dans les deux pays, des années pendant lesquelles l'économie tourne surtout au tour de l'agriculture, mais aussi de la production de fonte, de fer et de charbon notamment à cause du développement des chemins de fer. Nous voyons d'ailleurs que dans les deux pays les variables retenues sont le prix du froment, de la fonte et du charbon.

Pendant la deuxième période, dans les deux pays, l'hégémonie de l'agriculture en tant qu'indicateur économique s'atténue pour céder de la place à l'industrie. Tant en France qu'en Belgique, les conditions économiques commencent gentiment à s'améliorer avec une

hausse des salaires et du pouvoir d'achat. Au niveau de la troisième période, on constate que dans les deux pays l'inflation et la pénurie augmentent, les prix explosent et le chômage aussi, alors que le pouvoir d'achat chute.

En comparant les survols historiques nous constatons que l'évolution de l'environnement économique en France et en Belgique est semblable en beaucoup de points. Il existe, néanmoins, quelques différences en ce qui concerne les variables retenues pour l'analyse des données françaises et belges, des différences qui se justifient surtout par des divergences en termes de disponibilité des données. En effet, et si l'on prend par exemple la première période, nous constatons qu'en France le PIB a été retenu pour l'analyse des données alors qu'en Belgique ce n'est pas le cas. Or, cette différence s'explique justement par la disponibilité des données puisqu'en France les données sur le PIB sont disponibles depuis 1831, alors qu'en Belgique elles ne le sont qu'à partir de 1846, ce qui ne nous permet pas d'inclure cette variable dans les analyses relatives à la première période, qui se termine deux ans plus tard. Au niveau de l'analyse globale alors qu'en France trois variables économiques ont été retenues, en Belgique seul le PIB remplissait les conditions de sélection pour une telle analyse<sup>51</sup>, c'est pourquoi c'est la seule variable figurant dans le tableau.

Il existe en effet, de manière générale, plusieurs similitudes entre la France et la Belgique, que ce soit en termes d'évolution de la population détenue, et du découpage des périodes qui en résulte, d'histoire ou de contexte économique. Dans la section suivante, les résultats des différentes analyses portant sur les relations entre criminalité et emprisonnement et entre économie emprisonnement sont confrontés, ce qui permettra de comprendre si les similitudes identifiées entre les eux pays se refléterons aussi sur ces relations.

### 3. L'analyse du lien entre criminalité, économie et détention en France et en Belgique

Le Tableau 18 offre un résumé de l'ensemble des résultats obtenus tout au long de cette recherche. Afin de faciliter la lecture et la confrontation des résultats en fonction du pays, les colonnes relatives à la France sont représentées en couleur bleue et celles relatives à la Belgique en jaune. Si les résultats de l'analyse s'avèrent statistiquement significatifs, le sens (indiqué par des flèches) ainsi que la nature du lien (+ si positif - si négatif) est précisé dans la cellule correspondante. L'impossibilité de conduire un test du aux caractéristiques des données est représentée par une croix, alors que quand ce test ne peut être conduit dû à l'absence de données, la représentation est faite au moyen d'un tiret.

---

<sup>51</sup> Pour rappel, le critère d'inclusion d'une variable dans l'analyse globale était la disponibilité des données sur les trois périodes découpées en fonction de l'évolution de la population pénitentiaire, même si pour ce qui est du PIB belge en particulier, la disponibilité de données au niveau de la première période ne se fait que sur trois ans (1946, 1947 et 1948).



Ce tableau regroupe plusieurs informations et permet de confronter les analyses des données françaises et belges selon différentes perspectives. Il permet en outre de confronter les résultats par pays, par période, par variable, mais aussi par méthode d'analyse.

Les différentes méthodologies d'analyse de données utilisées dans cette recherche permettent, elles, de tirer des conclusions quant à quatre types de relations différentes entre les variables : les relations à long terme, les relations à court terme, les relations de causalité (au sens de Granger) et les corrélations (*rho*).

La confrontation des résultats est faite et présentée dans les sections suivantes en fonction de chacune des périodes puis de l'analyse globale. Une dernière section sera dédiée à une confrontation générale en reprenant les principaux résultats des différentes analyses conduites dans le contexte de cette recherche. Une telle confrontation permettra non seulement de dégager des conclusions quant à la relation entre criminalité (enregistrée), économie et détention spécifiquement en France et en Belgique, mais sera aussi de grande utilité lors de la discussion, notamment au moment de tirer des conclusions quant à l'impact (éventuel) du choix de la variable, de la période d'analyse et de la méthode d'analyse des données sur les résultats.

**Tableau 18 : Confrontations des résultats obtenus lors de l'analyse (par périodes et globale) du lien entre criminalité (mesurée par l'activité des parquets, des tribunaux correctionnels et des cours d'assises), économie et détention en France et en Belgique**

			Période 1		Période 2		Période 3		A. Globale	
			France (1831-1851)	Belgique (1831-1847)	France (1852-1939)	Belgique (1848-1939)	France (1946-2019)	Belgique (1946-2019)	France (1831-2019)	Belgique (1831-2019)
<i>Lien entre criminalité et détention</i>										
<b>Activité des parquets</b>	affaires traitées (Fr) / affaires entrées (Be)	Long terme	Non	Non	Non	Non	Oui (-) (D→P)	Oui (-/+)*	Non	Non
		Court terme (2 ans)					Oui (+) (D→P)	Oui (-/+)*		
		Causalité	Non	Non	Oui (D←→P)	Oui (D←→P)	Oui (D→P)	Oui (D←→P)	Oui (D→P)	Oui (D←→P)
		Corrélation (rho)	Oui (+)	Non	Oui (-)	Oui (-)	Oui (+)	Oui (+)	Oui (-)	Oui (-)
A. poursuivies		Long terme	Non	Non	Oui (-/+)**	Non	Oui (-) (D→P)	Non	Non	Non
		Court terme (2 ans)			Oui (-/+)**		Oui (+) (D→P)	Oui (+) (P→D)		
		Causalité	Non	Non	Oui (D←→P)	Oui (P→D)	Oui (D→P)	Oui (P→D)	Oui (D→P)	Oui (D←→P)
		Corrélation (rho)	Oui (+)	Non	Oui (-)	Oui (-)	Oui (+)	Oui (+)	Oui (-)	Oui (-)
<b>Activité des tribunaux correctionnels</b>		Long terme	Non	Non	Oui (+) (Tc→D)	Non	Oui (+/-)***	Non	Oui (-)	Oui (+) (Tc→D)
		Court terme (2 ans)	Oui (+) (Tc→D)	Non	Oui (+) (Tc→D)	Non	Oui (-/+)**	Oui (-) (D→Tc)	Non	Oui (+) (Tc→D)
		Causalité	Non	Oui (Tc←→D)	Oui (Tc→D)	Non	Oui (D←→Tc)	Non	Oui (D→Tc)	—
		Corrélation (rho)	Non	Oui (+)	Oui (+)	Oui (-)	Non	Non	Oui (-)	—
<b>Activité des cours d'assises</b>		Long terme	Oui (-)	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
		Court terme (2 ans)	Non				Non	Oui (-) (Ca→D)		
		Causalité	Oui (D←→Ca)	Non	Oui (CA→D)	Oui (D→Ca)	Non	Non	Non	Oui (D→Ca)
		Corrélation (rho)	Oui (-)	Non	Oui (+)	Oui (+)	Oui (+)	Oui (+)	Oui (+)	Oui (+)

France et Belgique : Confrontation externe des résultats

		Période 1		Période 2		Période 3		A. Globale	
		France (1831-1851)	Belgique (1831-1847)	France (1852-1939)	Belgique (1848-1939)	France (1946-2019)	Belgique (1946-2019)	France (1831-2019)	Belgique (1831-2019)
<i>Lien entre économie et détention</i>									
<b>Prix du froment</b>	Long terme	Non	Oui (+)	Oui (+) (Fr→D)	Non	—	—	—	—
	Court terme (2 ans)	<del>Non</del>	Non	Oui (+) (Fr→D)	<del>Non</del>	—	—	—	—
	Causalité	Non	Oui (D→Fr)	Oui (Fr→D)	Oui (D→Fr)	—	—	—	—
	Corrélation ( <i>rho</i> )	Non	Oui (+)	Oui (+)	Oui (+)	—	—	—	—
<b>Prix du charbon (Prix de la houille)</b>	Long terme	Non	Non	Oui (-) (D→C)	Non	—	—	—	—
	Court terme (2 ans)	<del>Non</del>	<del>Non</del>	Non	<del>Non</del>	—	—	—	—
	Causalité	Non	Oui (D→C)	Oui (D→C)	Non	—	—	—	—
	Corrélation ( <i>rho</i> )	Non	Non	Oui (-)	Oui (-)	—	—	—	—
<b>Prix de la fonte</b>	Long terme	Non	Non	Non	Non	—	—	—	—
	Court terme (2 ans)	<del>Non</del>	<del>Non</del>	Non	<del>Non</del>	—	—	—	—
	Causalité	Non	Oui (D→Fo)	Non	Oui (D→Fo)	—	—	—	—
	Corrélation ( <i>rho</i> )	Oui (-)	Non	Oui (+)	Oui (+)	—	—	—	—
<b>Indice de production industrielle</b>	Long terme	Non	—	—	Non	Non	—	Non	—
	Court terme (2 ans)	<del>Non</del>	—	—	<del>Non</del>	Non	—	Non	—
	Causalité	Non	—	—	Oui (Pi→D)	Non	—	Non	—
	Corrélation ( <i>rho</i> )	Oui (+)	—	—	Oui (-)	Oui (+)	—	Non	—
<b>PIB</b>	Long terme	Oui (+) (PIB→D)	—	Non	Oui (-)	Oui (+) D↔PIB	Oui (+) (PIB→D)	Non	Non
	Court terme	Oui (+) (PIB→D)	—	Non	Non	Non	Non	—	—
	Causalité	Oui (PIB→D)	—	Non	Oui (PIB→D)	Oui D↔PIB	Oui (PIB→D)	Oui (D↔PIB)	Oui (PIB→D)
	Corrélation ( <i>rho</i> )	Oui (+)	—	Oui (-)	Oui (-)	Oui (+)	Oui (+)	Oui (-)	Oui (-)

France et Belgique : Confrontation externe des résultats

		Période 1		Période 2		Période 3		A. Globale	
		France (1831-1851)	Belgique (1831-1847)	France (1852-1939)	Belgique (1848-1939)	France (1946-2019)	Belgique (1946-2019)	France (1831-2019)	Belgique (1831-2019)
<b>Coefficient de Gini</b>	Long terme	—	—	—	—	Non	Non	—	—
	Court terme (2 ans)	—	—	—	—	Non	Oui (+) (D→Gini)	—	—
	Causalité	—	—	—	—	Non	Non	—	—
	Corrélation (rho)	—	—	—	—	Oui (-)	Oui (-)	—	—
<b>Personnes sans emploi</b>	Long terme	—	—	Non	—	Non	Non	—	—
	Court terme (2 ans)	—	—	—	—	Non	—	—	—
	Causalité	—	—	Oui (D→Pse)	—	Non	Oui (D↔Pse)	—	—
	Corrélation (rho)	—	—	Oui (-)	—	Oui (+)	Oui (-)	—	—
<b>Pouvoir d'achat</b>	Long terme	Non	—	Non	Non	Non	—	Non	—
	Court terme (2 ans)	<del>—</del>	—	Non	Oui (-/+)***** (1848-1913)	Oui (+) (Pa→D) (1831-1938)	—	Oui (+) (1960-2019)	—
	Causalité	Non	—	Oui (Pa→D)	Non	Oui (Pa→D) (1831-1938)	—	Non	—
	Corrélation (rho)	Non	—	Oui (-)	Oui (-)	Oui (-) (1831-1938) Oui (+) (1960-2019)	—	Oui (-) (1831-1938) Oui (+) (1960-2019)	—
<b>Inflation estimée</b>	Long terme	—	—	—	Oui (-/+)****** (1848-1914)	Non	Oui (+) (I→D)	—	—
	Court terme (2 ans)	—	—	—	Oui (-/+)******	Oui (+) (I→D)	Oui (+) (I→D)	—	—
	Causalité	—	—	—	Oui (I↔D) (1848-1914)	Oui (I→D)	Oui (I→D)	—	—
	Corrélation (rho)	—	—	—	Non	Oui (+)	Non	—	—

**Notes :** \* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse du volume d'affaires entrées aux parquets alors que des changements à la hausse de celui-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue ; \*\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse du volume d'affaires poursuivies par les parquets alors que des changements à la hausse de celui-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue ; \*\*\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse de l'activité des tribunaux correctionnels alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue ; \*\*\*\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse de l'activité des tribunaux correctionnels alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue ; \*\*\*\*\* Les variables présentent une relation circulaire : en termes statistiques les changements à la hausse de la population détenue précèdent des changements à la baisse de l'inflation estimée alors que des changements à la hausse de celle-ci précèdent des changements à la hausse de la population détenue.

**Légendes :** D = taux de détenus pour 100'000 habitants ; P = activité des parquets ; Tc = activité des tribunaux correctionnels ; Ca = activité des cours d'assises ; Fr = prix du froment ; C = prix du charbon ; Fo = prix de la fonte ; Pi = indice de production industrielle ; Pse = pourcentage de personnes sans emploi ; Pa = pouvoir d'achat ; I = inflation estimée ; Gini = coefficient de Gini, PIB = PIB.

### 3.1. CONFRONTATION DES RÉSULTATS DE LA 1<sup>RE</sup> PÉRIODE

Pour ce qui est de l'activité des parquets, nous constatons qu'il existe entre cette activité et la population détenue en France une corrélation ( $\rho$ ) positive statistiquement significative. En revanche, aucun autre type de relation n'a été détectée dans ce pays et en Belgique les variables ne sont même pas significativement corrélées.

Au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels, les seuls résultats statistiquement significatifs en Belgique sont ceux issus de l'analyse de causalité (au sens de Granger) et de l'analyse de corrélation ( $\rho$ ). Les premiers indiquent qu'il existe une relation circulaire entre les variables, les deuxièmes que les variables sont statistiquement, significativement et positivement corrélées. En France, en revanche, les résultats pointent vers l'existence d'un lien à court terme entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue dans le sens où les changements observés au niveau de cette population succèdent ceux enregistrés au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels. De manière générale, la hausse/baisse de la population détenue peut être succéder une hausse/baisse de l'activité de ces instances. Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) et de l'analyse de corrélation appuient ce constat puisqu'ils indiquent que les changements en termes d'activité des tribunaux correctionnels précèdent, dans le temps, les variations observées au niveau du volume de la population détenue (pour ce qui est de l'analyse de causalité au sens de Granger) et que toute hausse d'une des variables est suivie dans le temps d'une hausse de l'autre (pour ce qui est de l'analyse de corrélation).

Finalement, il existe une relation à long terme, une relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle (les variables s'influencent mutuellement) et une corrélation ( $\rho$ ) négative statistiquement significative entre l'activité des cours d'assises et la population détenue en France. En Belgique, au contraire, aucune relation n'a été relevée entre l'activité des cours d'assises et le volume de la population pénitentiaire dans le contexte de cette première période.

Si en France il existe bel et bien un lien entre l'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale et les fluctuations de la population pénitentiaire, ce lien varie en fonction de l'instance et de la technique d'analyse. En effet, alors qu'au niveau de l'activité des parquets nous sommes en présence d'une corrélation ( $\rho$ ), en termes d'activité des tribunaux correctionnels les variables évoluent dynamiquement à court terme et au niveau de l'activité des cours d'assises nous sommes en présence non seulement d'une dynamique d'évolution à long terme, mais aussi d'une relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle et d'une corrélation ( $\rho$ ). En Belgique, en revanche, la situation est toute autre puisque la majorité des résultats indiquent que, pendant la première période, l'activité des instances judiciaires et la population détenue évoluent de manière indépendante.

Pour ce qui est du contexte économique et de sa relation avec la population détenue, nous constatons qu'en France parmi les potentielles vingt-quatre relations entre le contexte

économique et la population détenue, six s'avèrent statistiquement significatives (21 % des liens sont significatifs en termes statistiques), parmi lesquelles trois corrélations ( $\rho$ ) — deux positives (entre le PIB et l'indice de production industrielle et la population détenue) et une négative (entre le prix de la fonte et la population détenue) —, une relation à long terme, une relation à court terme et une relation causale unidirectionnelle, les trois entre le PIB et la population détenue.

Si en France une variable économique semble prépondérante dans l'explication des fluctuations des populations pénitentiaires pendant la première période, le PIB, en Belgique, plusieurs variables économiques sont liées aux taux de détenus pour 100'000 habitants, notamment le prix du charbon de la fonte et du froment. Néanmoins, en Belgique, au contraire de ce qu'il se passe en France, la relation se fait, en termes statistiques, en sens inverse.

Ces résultats permettent de conclure que, dans le contexte de la première période, il existe une dynamique d'évolution entre la criminalité — mesurée par l'activité des instances impliquées dans la procédure pénale — et l'emprisonnement en France, mais pas en Belgique. En revanche, la relation entre le contexte économique et la population détenue semble moins marquée en France qu'en Belgique. En effet, à part des corrélations ( $\rho$ ) négative et positive entre la population pénitentiaire et le prix de la fonte et l'indice de production industrielle respectivement, seul le PIB est lié au taux de détenus à long terme, à court terme, au niveau causal (au sens de Granger) et au niveau de la corrélation ( $\rho$ ) en France. En Belgique, par contre, il existe une dynamique d'évolution à court long terme entre le prix du froment et la population détenue et les analyses de causalité (au sens de Granger) se sont avérées statistiquement significatives pour ce qui est du lien entre la population pénitentiaire, d'un côté, et les prix du froment, de la fonte et du charbon.

### 3.2. CONFRONTATION DES RÉSULTATS DE LA 2<sup>E</sup> PÉRIODE

Relativement au lien entre la population pénitentiaire et l'activité des instances engagées dans la procédure pénale, en France, la majorité des analyses conduites (75 %) pointent vers l'existence d'un lien entre criminalité (mesurée par ladite activité) et détention. Nous constatons l'existence (1) d'une relation causale (au sens de Granger) circulaire (ou bidirectionnelle) entre l'activité des parquets et la population détenue, (2) d'une relation positive à long et court terme entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue, où toute hausse de la première est suivie dans le temps d'une hausse de la deuxième et (3) d'une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre l'activité des cours d'assises et la population enfermée où, en termes statistiques, les changements au niveau de cette variable précèdent ceux enregistrés au niveau de la population détenue. Si l'on retrouve des relations statistiquement significatives entre l'activité des trois instances et la population détenue en France pendant la deuxième période, il s'avère aussi que les résultats de certaines des analyses sont contradictoires, notamment en ce qui concerne la relation entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population pénitentiaire. En effet, alors que les analyses des

relations à long et court terme indiquent que les variables sont positivement liées, il s'avère qu'au niveau de la corrélation ( $\rho$ ) les résultats indiquent que ce lien n'est pas positif, mais négatif.

La relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle entre l'activité des parquets et l'emprisonnement relevée en France est aussi mise en évidence en Belgique, mais uniquement en termes d'affaires entrées aux parquets étant donné que si l'on se penche sur les affaires poursuivies la relation est unidirectionnelle, les changements du taux d'affaires poursuivies par les parquets précédant les changements observés au niveau du volume de la population détenue.

D'un autre côté, nous avons constaté en France l'existence des relations statistiquement significatives à long terme, à court terme, et au niveau causal (au sens de Granger), l'ensemble des résultats indiquant que les changements de l'activité de ces instances ont lieu, dans le temps, avant les variations observées sur les population détenues. De plus, à long et court terme, nous pouvons constater que toute hausse/baisse de l'activité des tribunaux correctionnels est suivie, dans le temps d'une hausse/baisse du volume de la population enfermée. En Belgique, en revanche, aucune analyse économétrique ne s'est avérée statistiquement significative, le seul résultat significatif en termes statistiques concernant l'analyse de corrélation.

Nous constatons que la relation entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population pénitentiaire est, pendant la deuxième période, nettement plus évidente en France qu'elle ne l'est en Belgique : en France, les résultats des quatre analyses statistiques se sont tous avérés statistiquement significatifs, alors qu'en Belgique seule une analyse sur quatre a abouti à des résultats statistiquement significatifs.

Pour ce qui est des cours d'assises, et au niveau causal (au sens de Granger) si en France ce sont les changements que peuvent être observés au niveau de l'activité de ces instances qui précèdent les changements enregistrés au niveau de la population détenue, en Belgique la situation s'inverse et c'est le volume de cette population qui conditionne l'activité des cours d'assises. Dans aucun des pays les variables sont statistiquement et significativement liées à long ou à court terme.

Pour conclure cette section sur le lien entre l'activité des différentes instances judiciaires et l'emprisonnement, il semblerait qu'en France, pendant la deuxième période, la criminalité, telle que mesurée par l'activité des parquets et des tribunaux correctionnels, est significativement liée (en termes statistiques) au volume de la population détenue, la majorité des résultats suggérant qu'une hausse de cette activité est suivie, dans le temps, d'une hausse de la proportion de personnes incarcérées. En Belgique, par contre, les conclusions sont plus mitigées et, tant la nature que la direction du lien, varient en fonction de la variable judiciaire considérée.

Au niveau économique, nous constatons que le lien entre le prix du froment et la population détenue est bien plus évident en France qu'il ne l'est en Belgique. En France, l'ensemble des tests suggèrent l'existence d'une dynamique d'évolution entre les deux variables, les résultats indiquant que toute hausse du prix du froment se fait suivre d'une hausse de la population détenue. En Belgique, sur quatre relations potentielles, seules deux sont statistiquement significatives et la relation se développe dans le sens opposé puisque les résultats des analyses statistiques suggèrent que se sont les changements en termes de volume de la population détenue qui précèdent généralement ceux du prix du froment. En Belgique, la population pénitentiaire semble plutôt plus sensible, au niveau statistique, aux variations du prix de la fonte, alors qu'en France cette variable n'est pas liée de manière significative à la population détenue. Il existe, cependant, une dynamique d'évolution à court et long terme entre le prix du charbon et la population pénitentiaire en France, alors qu'en Belgique de telles relations ne sont pas significatives au niveau statistique.

Il est aussi intéressant de constater, encore une fois, des divergences de résultats en fonction de la méthode d'analyse privilégiée. En France, par exemple, la relation entre le prix du charbon et la population pénitentiaire est, à court et long terme, positive, alors qu'elle est négative en termes de corrélation ( $\rho$ ).

### 3.3. CONFRONTATION DES RÉSULTATS DE LA 3<sup>E</sup> PÉRIODE

Par rapport au lien entre l'activité des parquets, tribunaux correctionnels et cours d'assises et la population détenue dans le contexte de la troisième période, les résultats indiquent que les changements au niveau de l'activité des parquets et de celle des tribunaux correctionnels précèdent les changements enregistrés en termes de volume de la population détenue en France et en Belgique. En France, sur 16 relations potentielles, 13 s'avèrent statistiquement significatives (81 %), alors qu'en Belgique, sur les mêmes 16 relations potentielles, seules 9 sont statistiquement significatives (56 %).

Au niveau temporel, les variations de l'activité des cours d'assises précèdent elles aussi celles de la proportion de personnes incarcérées dans les deux pays mais en France une hausse de l'activité de ces instances est suivie d'une hausse de la population détenue, alors qu'en Belgique cette même hausse se fera suivre d'une baisse de la population pénitentiaire.

Il est intéressant de constater qu'au sein des deux pays il existe des dynamiques d'évolution à court terme entre la population détenue et l'ensemble des variables judiciaires considérées. À long terme, c'est plutôt l'activité des parquets et des tribunaux correctionnels qui ont un lien statistique significatif avec la population.

Au niveau du contexte économique, en France, le PIB est la seule variable qui est significativement liée en termes statistiques à la population détenue à long terme. Il existe entre le PIB et la population détenue, en France dans le contexte de la troisième période, une relation circulaire. Néanmoins, la significativité des relations est plus élevée quand la relation se fait dans le sens PIB  $\rightarrow$  population détenue. En Belgique, en plus du PIB, l'inflation estimée est



aussi significativement liée (en termes statistiques) à la population détenue à long terme, mais les relations entre ces deux variables économiques et la population pénitentiaire se font dans une seule direction, les changements du PIB et de l'inflation précédant, dans le temps, les variations du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants.

À court terme, tant en France qu'en Belgique, une hausse provoquée sur l'inflation estimée et sur le PIB se fait suivre, dans le temps, d'une hausse de la population détenue. En France, d'ailleurs, la relation à court terme entre le PIB et la population pénitentiaire se fait, comme à long terme, dans les deux sens. En plus de l'inflation estimée et du PIB, le pouvoir d'achat est aussi significativement liées (en termes statistiques) à la population détenue à court terme.

Nous constatons qu'il existe effectivement un lien entre l'environnement économique et la population détenue en France et en Belgique, mais nous nous rendons facilement compte que les interactions entre ce contexte et la population pénitentiaire varient en fonction de la variable économique prise en considération, du type d'analyse privilégiée et du pays considéré. Le PIB, par exemple, est clairement en lien avec la population détenue dans les deux pays, cependant en France la relation entre les deux variables est circulaire, même si la significativité est plus élevée quand elle se fait dans le sens *PIB* → *population détenue*. En Belgique par contre, la relation est unidirectionnelle, les changements enregistrés au niveau du PIB précédant ceux observés en termes de population pénitentiaire. Un autre exemple concerne le coefficient de Gini, significativement liée (en termes statistiques) à la population enfermée en France au niveau de l'analyse de corrélation (*rho*), alors qu'en Belgique, au-delà de la corrélation (*rho*), qui s'avère d'ailleurs être positive (au contraire de la France), les variables sont aussi significativement liées à court terme. Finalement, il existe entre l'inflation estimée et la population détenue une relation statistique significative à long et court terme en France, mais uniquement à court terme en Belgique.

#### 3.4. CONFRONTATION DES RÉSULTATS DE L'ANALYSE GLOBALE

Pour ce qui est de l'analyse globale, les résultats nous permettent de constater qu'il existe, tant en France qu'en Belgique, une relation entre l'activité des parquets et la population détenue, des variations au niveau de la première précédant généralement des changements de la deuxième.

Aucune relation à long et court terme n'est détectée entre le taux d'affaires traitées/entrées par/aux parquets et la population détenue ni dans un pays ni dans l'autre cependant, en Belgique, le taux d'affaires poursuivies par ces instances est significativement lié, en termes statistiques, aux variations de la population détenue, alors qu'en France ce n'est pas le cas.

Par rapport à l'activité des tribunaux correctionnels, il existe une dynamique d'évolution à long terme entre cette variable et la population détenue, néanmoins la nature est différente en fonction du pays : négative en France et positive en Belgique. En Belgique, ces variables sont aussi statistiquement et significativement liées à court terme, tout changement au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels précédant, dans le temps, les variations observées sur le

volume de la population détenue. D'ailleurs, dans ce pays, les relations statistiques s'étant avérées statistiquement significatives sont celles relatives aux relations à long et court terme entre les variables, alors qu'en France, en plus des résultats des analyses à long terme, les résultats des analyses de causalité (au sens de Granger) et de corrélation ( $\rho$ ) sont aussi significatifs en termes statistiques.

Au niveau de l'environnement économique et de son lien avec le taux de détenus, nous ne disposons pas de suffisamment d'éléments pour pouvoir dresser une quelconque conclusion au niveau de l'analyse globale. Nous ne pouvons cependant pas nier l'existence d'une relation entre le PIB et le volume de la population pénitentiaire.

### 3.5. REMARQUES CONCLUSIVES

Nous avons pu, dans ce chapitre, comparer les résultats obtenus dans le contexte de chacune des périodes d'analyse et de l'analyse globale, mais aussi au niveau de chacun des pays qui ont été analysés. Nous concluons que la relation entre la criminalité — telle que mesurée par l'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale — et l'emprisonnement varie en fonction de plusieurs facteurs : l'indicateur de criminalité considéré (activité des parquets, des tribunaux correctionnels ou des cours d'assises), la période analysée, la technique d'analyse utilisée, et le pays considéré.

Le même se passe au niveau du contexte économique, dont la significativité des relations avec la population pénitentiaire dépend de l'indicateur économique considérée, du pays analysé, de la période étudiée et de la méthode d'analyse privilégiée.

Pour ce qui est des variations enregistrées à travers les différentes périodes et l'analyse globale, nous constatons, en effet, qu'une relation peut s'avérer statistiquement significative dans le contexte d'une période mais par d'une autre ou de l'analyse globale. D'un autre côté, nous constatons aussi des divergences au niveau des résultats en fonction de la technique d'analyse de données retenue, comme nous pouvons le voir dans la Figure 4 et la Figure 5 schématisent, respectivement, la proportion des analyses statistiquement significatives en considérant les techniques économétriques et l'analyse de corrélation.

Si l'on se concentre sur la Figure 4 nous pouvons voir qu'en France, 97 relations ont été analysées en ayant recours à des techniques couramment utilisées en économétrie, et spécifiquement développées pour l'analyse de séries temporelles (voir Chapitre II). Parmi ces 97 relation, moins de la moitié (44) se sont avérées significatives en termes statistiques. Nous remarquons aussi que c'est pendant la deuxième et la troisième période que nous avons une plus grande proportion de relations significatives en termes statistiques. L'activité des parquets et celle des tribunaux correctionnels semble avoir plus de poids dans l'explication des variations de la population pénitentiaire en France puisque c'est au niveau de ces deux instances que l'on retrouve le plus grand nombre de relations statistiquement significatives. Au niveau du contexte économique, la Figure 4 intègre les quatre variables qui, en France et en Belgique, aboutissent avec plus de fréquence à des résultats significatifs en termes statistiques

en ce qui concerne les analyses conduites en utilisant les techniques empruntées à l'économétrie. Ces variables sont le PIB, le pouvoir d'achat, le prix du froment et l'inflation estimée.

En Belgique, nous avons, sur 73 relations analysées en ayant recours aux techniques économétrique, 37 qui sont statistiquement significatives, soit légèrement plus de la moitié. Au niveau du lien entre la criminalité (mesurée par l'activité des instances judiciaires) et le taux d'emprisonnement pour 100'000 habitants, 16 analyses sur 36 ont abouti à des résultats statistiquement significatifs. Comme en France, une bonne partie des relations significatives en termes statistiques entre les variables belges relatives à l'activité des instances judiciaires et la variable pénitentiaire ont été retrouvées dans le contexte de la deuxième et troisième période, si bien qu'au niveau de l'analyse globale nous avons tout de même la moitié des liens analysés par des techniques économétriques qui se sont avérés statistiquement significatives. Pour ce qui est de la proportion de relations significatives en termes de relation entre le contexte économique et l'emprisonnement en Belgique, il semblerait que, de manière générale, le poids du contexte économique dans l'explication de la variation des populations détenues en Belgique soit plus marqué qu'en France, où la proportion de relations statistiquement significatives est plus élevée en ce qui concerne le lien entre la criminalité, mesurée par l'activité des instances judiciaires, et la population détenue. En Belgique, les trois variables qui aboutissent le plus souvent à des relations statistiquement significatives sont le PIB, l'inflation estimée et le prix du froment (pour les périodes concernées, soit la première et deuxième période).

Si l'on observe maintenant la Figure 5, qui concerne les analyses de corrélation, nous remarquons qu'en France, sur 38 analyses de corrélation conduites, 32 se sont avérées statistiquement significatives et en Belgique 22 analyses de corrélation sur 30. Nous pouvons aussi voir qu'il n'y a pas vraiment de distinction entre les périodes puisque nous retrouvons des corrélations significatives en termes statistiques en proportions semblables à travers les périodes — à l'exception de la période 1 en Belgique en ce qui concerne le lien criminalité-détention. En comparant ces deux figures, nous constatons rapidement que les analyses de corrélation conduisent plus facilement à des résultats significatifs au niveau statistique en comparaison aux analyses économétriques, alors que ce type de technique d'analyse est moins adéquat moins adéquates dans le cadre de recherches longitudinales, comme nous l'avons vu au niveau des Chapitres II et III. Nous concluons donc que la technique d'analyse de données a en effet un impact sur les résultats, l'analyse de corrélation, une technique utilisée historiquement en criminologie, et spécifiquement développée pour l'analyse de données transversales (voir Chapitres II et III) aboutissant plus fréquemment à des résultats statistiquement significatifs par rapport aux techniques économétriques, peu utilisées en criminologie et spécifiquement développée pour l'analyse de données transversales (voir Chapitres II et III).

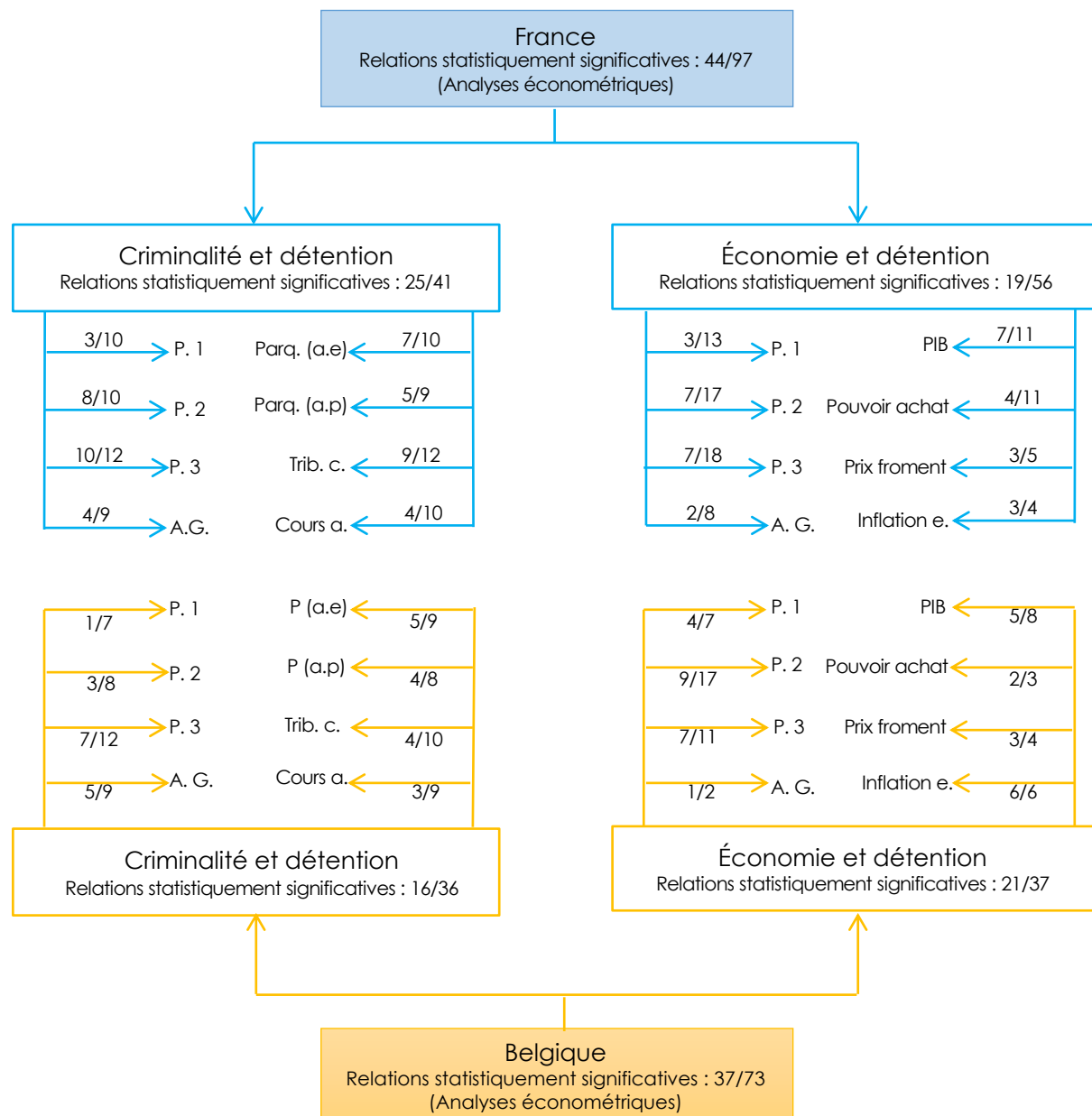
Nous avons également constaté que tant en France qu'en Belgique, les résultats indiquent, de manière générale les changements à la hausse enregistrés au niveau de l'activité des instances engagées dans la procédure pénale précèdent les variations (à la hausse aussi) que l'on peut observer sur la proportion de détenus. Les résultats suggèrent aussi qu'une amélioration des conditions économiques a, dans la plupart de cas, un impact négatif sur le taux de détention en contribuant à son augmentation. L'existence d'une relation statistique positive entre économie et détention peut, selon Bergman (2018), Hassid (2015) et Mulok et al. (2016), être expliquée par une hausse des opportunités au crime, comme anticipée par la théorie des activités routinières (Cohen & Felson, 1979). Dans sa recherche conduite en Amérique Latine, Bergman (2018) a par exemple constaté que l'amélioration de l'environnement économique a conduit à la prolifération des opportunités de commettre des délits.

Dans cette perspective, l'influence du contexte économique sur le taux de détention serait indirecte puisque la hausse de cet taux s'expliquerait par une augmentation de la criminalité qui, elle, aurait été créée la prolifération des opportunités. Selon Baharom et Habibullah (2008), Chintrakarn et Herzer (2012), Gillani et al. (2009), Imran et al. (2018), Narayan et Smyth (2004), Pratt et Lowenkamp, (2002), Saridakis (2004), Saridakis et Spengler (2012), Tang (2009) ou encore Torruam et Abur, (2014), l'environnement économique est, en effet, un facteur explicatif de la criminalité.

Pour comprendre si les fluctuations de la population pénitentiaire pourraient s'expliquer, dans cette recherche, par des variations au niveau de la criminalité provoquées par l'environnement économique — traduisant ainsi une relation indirecte entre économie et détention, tel que — nous avons conduit quelques analyses (à titre complémentaire et en suivant le protocole méthodologique établi pour cette recherche) sur la relation entre l'activité des instances engagées dans la procédure pénale et le PIB. En effet, ce dernier représente une variable économique s'étant avérée des plus pertinentes dans l'explication des fluctuations de la population pénitentiaire au sein de la France et de la Belgique, comme nous l'avons vu.

Nous avons constaté que, à l'image de ce qui se passe pour l'ensemble des analyses conduites au niveau des relations criminalité-emprisonnement et économie-emprisonnement, les résultats varient en fonction de la technique d'analyse — les résultats de l'analyse de corrélation ( $\rho$ ) s'avérant encore une fois plus souvent statistiquement significatifs que les résultats des analyses économétriques — du pays considéré et de la période prise en considération. Il s'avère néanmoins que les résultats suggèrent l'existence d'un lien statistique significatif et positif entre le PIB et le volume de la population détenue.

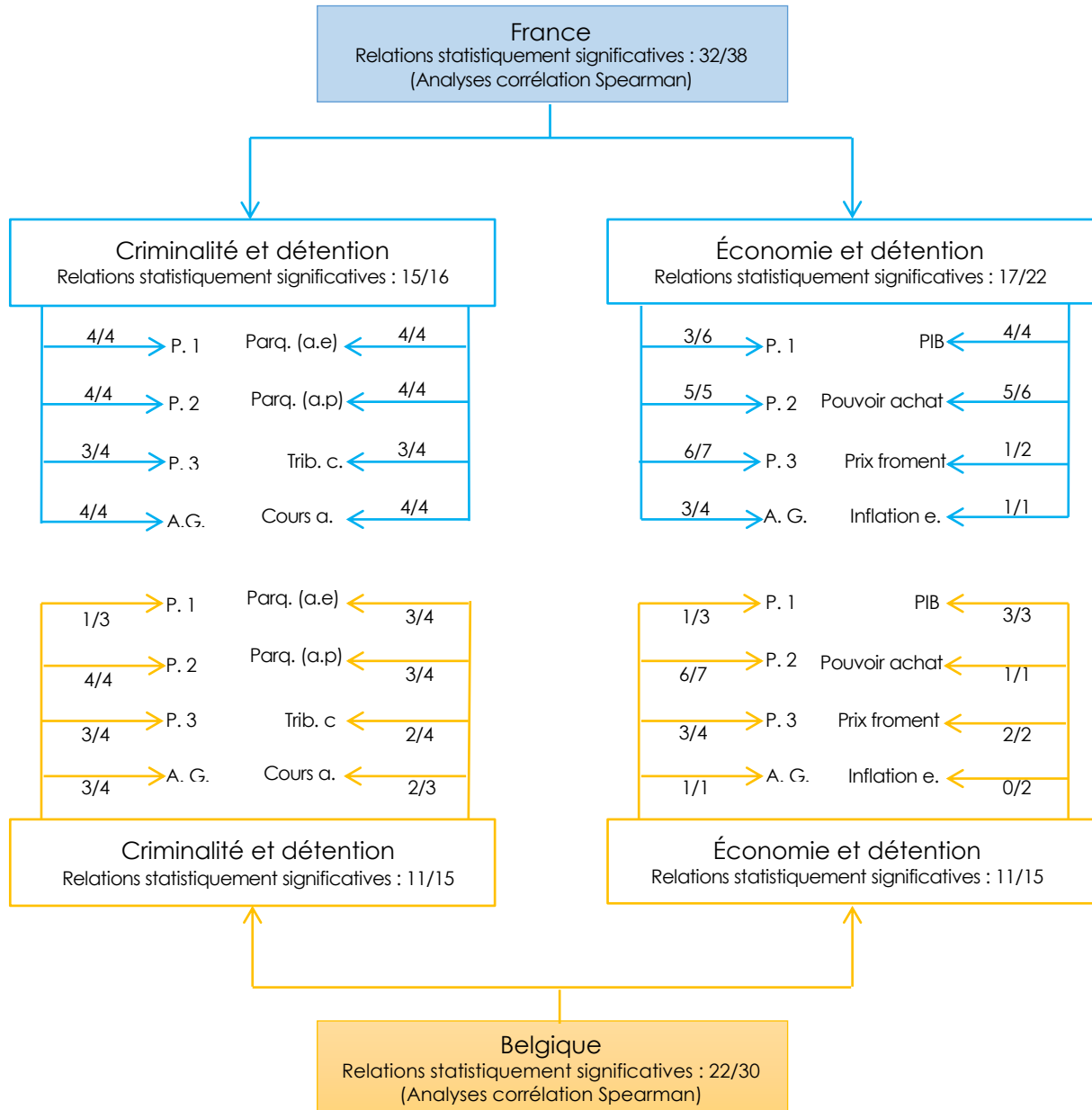
**Figure 4 : Proportion des relations statistiquement significatives entre criminalité et emprisonnement et entre économie et emprisonnement en France et en Belgique en considérant les techniques d'analyse économétriques**



**Légende :** P.1=période 1, P.2=Période 2 ; P.3= Période 3 ; A.G.=Analyse globale ; Parq. (a.e)= affaires entrées aux parquets ; Parq. (a.p)= Affaires poursuivies par les parquets ; Trib. c.= Prévenus jugés par les tribunaux correctionnels ; Cours a.=accusés jugés par les cours d'assises ; PIB=PIB ; Inflation e=Inflation estimée.

**Note à la Figure 4 :** Les quatre variables économiques présentées sont celles le plus fréquemment significativement liées au volume de population détenue en termes statistiques. Par manque d'espace il est impossible de présenter l'ensemble des variables économiques analysées.

**Figure 5: Proportion des relations statistiquement significatives entre criminalité et emprisonnement et entre économie et emprisonnement en France et en Belgique en considérant la technique d'analyse de corrélation de Spearman**



**Légende :** P.1=période 1, P.2=Période 2 ; P.3= Période 3 ; A.G.=Analyse globale ; Parq. (a.e)= affaires entrées aux parquets; Parq. (a.p)= Affaires poursuivies par les parquets ; Trib. c.= Prévenus jugés par les tribunaux correctionnels ; Cours a.=accusés jugés par les cours d'assises ; PIB=PIB ; Inflation e=Inflation estimée.

**Note à la Figure 5 :** Les quatre variables économiques présentées sont celles le plus fréquemment significativement liées au volume de population détenue en termes statistiques. Par manque d'espace il est impossible de présenter l'ensemble des variables économiques analysées.

## Chapitre VII DISCUSSION

Les fluctuations de la population pénitentiaire à travers le temps est un sujet qui suscite depuis longtemps l'intérêt de la communauté scientifique. La criminalité et le contexte économique sont deux des facteurs souvent avancés pour expliquer les variations du volume de la population détenu (voir par exemple Abdalrahman, 2017; Aebi et al., 2015; Brandariz-García & González-Sanchez, 2018; Cantekin & Elgin, 2019; Dünkel, 2017; Durlauf & Nagin, 2011; Lappi-Seppälä, 2010; Oliver, 2012; Ouimet, 2012; Vanneste, 2001), mais malgré la grande quantité d'études portant sur le sujet, les résultats demeurent mitigés.

Cette recherche avait pour but de mieux comprendre en termes empiriques la relation entre, d'un côté, la criminalité — mesurée par l'activité des différentes instances impliquées dans la procédure pénale — et l'environnement économique — en testant, de cette forme, l'hypothèse de Rusche et Kirchheimer (1939) — et, de l'autre, la population pénitentiaire. Pour ce faire, nous avons analysé a) différentes variables pour mesurer tant la criminalité que l'environnement économique, b) différents pays et c) différentes périodes temporelles d) en ayant recours à différentes techniques d'analyse des données (en fonction notamment des caractéristiques de ces données).

Quatre hypothèses de recherche ont été définies, les deux premières permettant de mieux comprendre la relation entre la criminalité et le contexte économique sur les taux de détention, et les deux autres, d'ordre méthodologique, de mieux saisir l'impact de la méthode d'analyse des données sur les résultats. Ainsi, l'hypothèse 1 postulait l'existence d'une relation entre la criminalité et l'emprisonnement de sorte que toute hausse de cette activité aurait pour effet une hausse de la population carcérale ; l'hypothèse 2 supposait l'existence d'une relation entre le contexte économique et la détention, dans le sens où une hausse de la population pénitentiaire serait le reflet d'une détérioration des conditions économiques ; l'hypothèse 3 se penchait sur les différences obtenus en considérant deux niveaux d'agrégation des données, les périodes et l'analyse globale, dans ce sens où les résultats obtenus lors de l'analyse par périodes seraient différents de ceux obtenus lors de l'analyse globale (qui tient compte de l'ensemble de la série temporelle) ; et finalement, l'hypothèse 4 portait sur l'influence de la technique statistique d'analyse de données sur les résultats.

Dans le cadre de ce chapitre, les résultats obtenus sont mis en lien avec les fondements théoriques et empiriques présentés lors du Chapitre II. Pour ce faire, et compte tenu de la diversité des résultats, nous avons considéré ce que la majorité d'entre eux (soit au moins la moitié) suggéraient, sur la base des informations contenues dans le Tableau 18 (Chapitre VI). Ainsi, même si l'ensemble des résultats ne soutient, par exemple, pas l'existence d'un lien statistique significatif entre criminalité et emprisonnement, si la majorité d'entre eux indiquent qu'une hausse de la criminalité se traduit par une hausse de la population détenue, nous considérons qu'il existe, entre ce deux variables, une relation statistique positive et significative.

La revue de littérature que nous avons menée pour cette recherche, et que nous avons présentée au Tableau 1 (Chapitre II), nous a permis de constater qu'il existe une grande diversité dans les résultats obtenus par les chercheuses et chercheurs qui nous ont précédés dans l'étude des relations entre criminalité et emprisonnement ainsi qu'entre économie et emprisonnement. Autant certaines recherches ont trouvé des relations entre les variables étudiées, autant d'autres sont arrivés au résultat contraire. Notre recherche démontre que ces contradictions s'expliquent (1) en grande partie par les techniques appliquées lors de l'analyse des données, (2) par les périodes temporelles étudiées et (3) les pays analysés.

Au niveau du premier point (les techniques d'analyse appliquées), les analyses de corrélation (*rho*) pointent le plus souvent vers l'existence d'un lien significatif entre criminalité et emprisonnement, en comparaison aux techniques d'analyse économétriques. En effet, sur 31 relations étudiées en termes de corrélation (*rho*) en France et en Belgique, 26 sont statistiquement significatives, ce qui représente plus de 80% de l'ensemble des corrélations analysées. Le même se passe au niveau du lien entre l'environnement économique et l'emprisonnement puisque sur 37 relations analysées au sein des deux pays, 28 ont abouti à un lien statistique significatif entre criminalité et détention, soit un peu plus de 75%.

D'un autre côté, pour ce qui est des analyses économétriques, 41 liens sur 77 s'avèrent statistiquement significatifs (53%) au niveau de la relation entre criminalité et emprisonnement en France et en Belgique, et 40 relations statistiquement significatives, sur 93, pour ce qui est de la relation entre économie et détention, soit 43%.

En France, 97 relations ont été analysées en ayant recours aux différentes techniques économétriques et 38 en ayant recours aux analyses de corrélation, historiquement conduites en criminologie (tel que nous avons pu le constater dans le Tableau 1, Chapitre II), comme nous pouvons le voir dans les deux figures précédentes (Figure 4 et Figure 5, respectivement). Parmi ces analyses, 45% de l'ensemble des analyses économétriques conduites (N= 97) se sont avérés statistiquement significatives en France, alors qu'au niveau de l'analyse de corrélations, 84% des liens s'avèrent être statistiquement significatifs. En Belgique, le constat est le même, 50% de l'ensemble des analyses conduites en utilisant des techniques du domaine de l'économétrie est statistiquement significatif, et 73% des analyses de corrélation aboutissent à un résultat statistiquement significatif.

Nous constatons, en effet, des divergences en termes de proportion de relations statistiquement significatives entre les techniques d'analyse de données, l'analyse de corrélation (*rho*) aboutissant à une part plus importante de relations statistiquement significatives par rapport aux analyses économétriques. Ceci indique que la technique d'analyse de données a bel et bien un impact sur les résultats, rejoignant les conclusions d'Arvanites et Asher (1995), Bowker (1981), Clark et Herbolsheimer (2021), Clarke et Newman (2006), Killias et coll. (2019) et Thome (2014). L'hypothèse 4, postulant justement un impact de la technique d'analyse de données sur les résultats, se voit, ainsi, corroborée.



Le fait que l'analyse de corrélation ( $\rho$ ), qui est la technique la moins appropriée pour l'analyse de données chronologiques, conduise de manière relativement facile à des résultats significatifs, soulève des questionnements quant à la validité et la pertinence des résultats des recherches qui ont appliqué cette technique d'analyse de données. En effet, selon Shin (2017), l'analyse de corrélation, de manière générale, a été développée pour analyser des données transversales. Dans ce sens, son application sur des données longitudinales pose des problèmes puisque cette technique d'analyse ne permet pas de modéliser correctement la série chronologique, pas plus qu'elle ne permet d'analyser les fluctuations systémiques des variables, ce qui finit par biaiser les résultats (Shin, 2017). Cette question est d'autant plus problématique que les études qui nous ont précédées, et sont présentées au Tableau 1, ont majoritairement eu recours à l'analyse de corrélation de Pearson ( $r$ ), un type d'analyse qui requiert une distribution normale des données et une relation linéaire entre les variables (Artusi et al., 2002 ; Farrington & Loeber, 2000). Dans le cadre de cette étude, l'analyse de normalité et linéarité des données nous a permis de conclure que nos données ne suivent pas une distribution normale et linéaire, ce qui nous a conduits à sélectionner le coefficient de corrélation de Spearman ( $\rho$ ). Il s'avère d'ailleurs qu'en criminologie, de manière générale, les données ne suivent pas souvent une distribution normale et linéaire (Farrington & Loeber, 2000), ce qui implique que les résultats de l'analyse de corrélation se retrouvent fréquemment biaisés par l'utilisation (inappropriée) du coefficient de corrélation de Pearson.

Dans ce contexte, l'économétrie peut s'avérer un véritable atout en termes d'options d'analyse de données, mais qui n'est que peu utilisé en criminologie. En effet, les différentes techniques utilisées dans le cadre de cette recherche, empruntées justement à l'économétrie, sont tout à fait adaptées à la recherche en criminologie, où les données habituellement analysées ont tendance à être non stationnaires (Lin & Brannigan, 2003). Cette option est d'autant plus intéressante qu'il existe une multitude de tests (en plus de ceux considérés dans cette recherche) qui tient compte de différents aspects liés aux caractéristiques des données de manière générale. La méthode Autorégressive Distributed Lag (ARDL), par exemple, est une technique d'analyse qui s'adapte bien à des échantillons plus petits et qui permet d'estimer les dynamiques à court et long terme entre les variables sans qu'elles soient nécessairement stationnaires. Cette technique surgit, dans ce sens, comme une alternative aux modèles VAR, qui peut même s'avérer plus fiable, car elle ne requiert pas la stationnarisation des données si les variables ne sont pas intégrées de même ordre (Nkoro & Uko, 2016). En effet, une des limitations de la présente recherche est justement liée à la nécessité de stationnariser les données en présence de deux séries de données intégrées de différent ordre alors que, comme nous l'avons vu, le processus de différenciation des données peut avoir un impact sur la fiabilité et la précision d'un modèle (Hyndman & Athanasopoulos, 2018 ; Wan et al., 2012).

Pour ce qui est des trois autres hypothèses, étant donné que les analyses économétriques sont plus adaptées à l'analyse de séries longitudinales, les résultats qui vont ensuite être discutés sont uniquement ceux qui ont été obtenus lors de l'analyse des différents liens en ayant recours aux tests économétriques.

Nos résultats suggèrent également qu'une relation statistiquement significative dans le cadre d'une période peut ne plus l'être dans le contexte de l'analyse de l'entièreté de la série chronologique, comme nous pouvons d'ailleurs facilement le constater dans le Tableau 18, présenté dans le Chapitre VI relatif à la confrontation des résultats.

Si l'on se concentre sur les analyses économétriques — celles qui sont les plus adaptées à l'analyse de données longitudinales — et comme nous pouvons le voir dans la Figure 4 du chapitre précédant, 8 analyses sur 10 et 10 analyses sur 12 s'avèrent statistiquement significatives dans le cadre de l'analyse du lien entre criminalité et emprisonnement pendant la deuxième et la troisième période (respectivement) en France. En Belgique, l'analyse de ce même lien a abouti à 3 relations statistiquement significatives sur 8 pendant la deuxième période, puis à 7 relations statistiquement significatives sur 12 au niveau de la troisième période. Si l'on se penche sur le lien entre économie et détention, 7 analyses sur 17 puis 7 analyses sur 18 se sont avérées statistiquement significatives dans le contexte de la deuxième et troisième période, respectivement, en France, et en Belgique 9 analyses sur 17 et 7 analyses sur 11 ont conduit à des résultats statistiquement significatifs aussi au niveau de la deuxième et troisième période.

Nous constatons, en effet, que la majorité des relations statistiquement significatives font référence à des analyses conduites dans le cadre de la deuxième et de la troisième période d'analyse, indépendamment du pays et du groupe de variables indépendantes (criminalité ou économie) pris en considération. Ces deux périodes sont celles qui, dans les deux pays, intègrent un plus grand nombre d'années, la deuxième période étant composée de plus de 80 ans, et la troisième de plus de 70 ans, en opposition à la première période, qui s'étend sur une vingtaine d'années à peine. Finalement, dans le cadre de l'analyse globale (1831-2019), le nombre total d'analyses conduites est inférieur à celui relatif à chacune des périodes à titre individuel (exception faite de la période 1 en Belgique), surtout en raison de la disponibilité des données. En effet, comme nous avons mentionné dans le Chapitre III, l'analyse globale porte sur les indicateurs qui se sont avérés pertinents lors de l'analyse par périodes et dont les données couvrent au moins deux périodes, ce qui a réduit le nombre de variables à analyser et, par conséquent, le nombre d'analyses conduites. En Belgique par exemple, seul le PIB est considéré lors de l'analyse globale, car c'est le seul indicateur économique qui remplit les deux conditions. Ceci peut expliquer la plus faible proportion de relations statistiquement significatives dans le contexte de l'analyse globale, par rapport aux périodes 2 et 3.

Ces résultats, qui nous permettent de corroborer la troisième hypothèse de recherche — la significativité des relations statistiques n'est pas la même si l'analyse est conduite dans le cadre

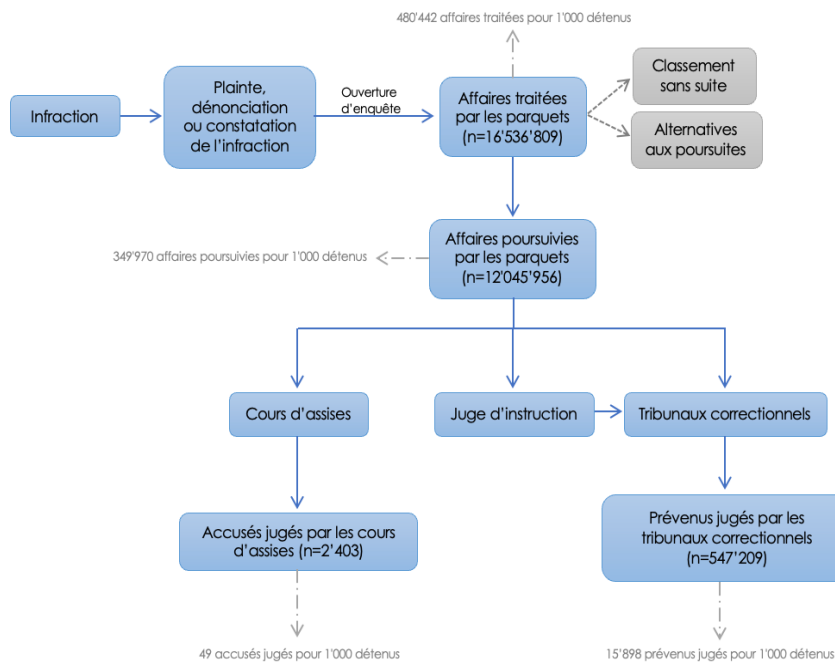
d'une période ou de l'analyse globale — sont en accord avec les conclusions de Brantingham et Brantingham (1984), Godefroy et Laffargue (1984) et Bowker (1981) et suggèrent que les chances d'aboutir à des résultats statistiquement significatifs sont d'autant plus élevées que l'est l'étendue de la série sous analyse, pour autant que les possibilités d'analyses ne soient pas conditionnées par la disponibilité des données.

Le niveau d'agrégation des données — en termes d'analyse par période ou d'analyse globale — ayant un impact sur les résultats, il semble pertinent de plus et mieux explorer la thématique en adoptant d'autres perspectives d'analyse. Il serait en outre intéressant de faire l'analyse du lien entre les différentes variables en fonction d'un découpage de la série chronologique en périodes chaque fois plus larges, au lieu de mutuellement exclusives. C'est-à-dire qu'au lieu d'analyser la relation entre différentes variables entre 1831 et 1851 puis entre 1852 et 1939, et entre 1946 et 2019, par exemple, il serait pertinent d'analyser ces mêmes relations entre 1831 et 1851 puis entre 1831 et 1939 et entre 1831 et 2019. Aussi, une analyse préliminaire des ruptures structurelles pourrait permettre d'identifier des changements significatifs dans les structures sous-jacents des séries chronologiques et guider le découpage temporel des séries en fonction de ces changements.

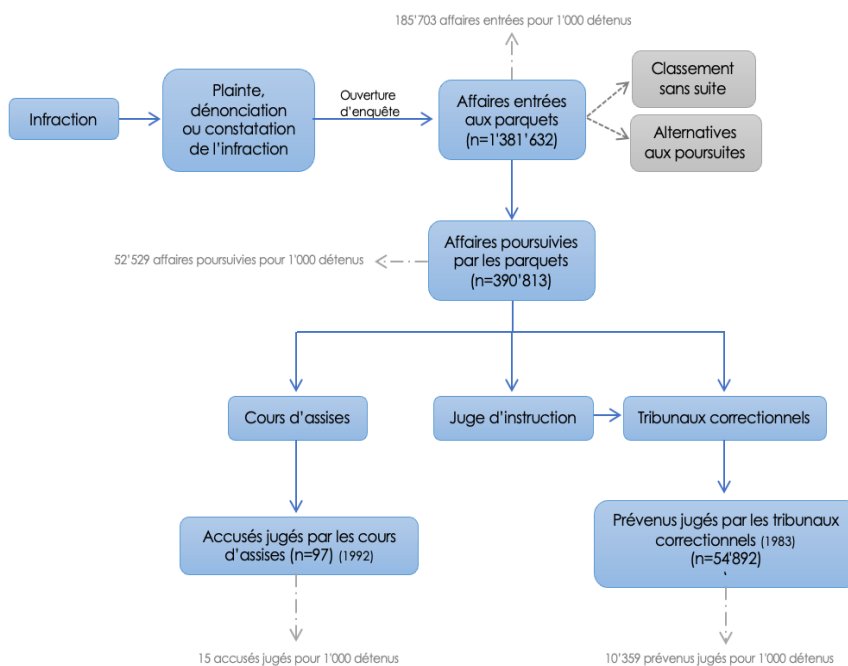
Par rapport à l'hypothèse 1, portant sur le lien entre criminalité (mesurée par l'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale) et détention, les résultats montrent qu'en France les parquets et les tribunaux correctionnels sont les instances dont l'activité est le plus souvent liée aux fluctuations de la population pénitentiaire. Sur l'ensemble des analyses économétriques conduites concernant le lien entre l'activité des parquets et le taux de population pénitentiaire ( $n=19$ ), 12 ont abouti à des résultats statistiquement significatifs, et au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels, 9 relations sur 12 sont statistiquement significatives. En Belgique d'un autre côté, les fluctuations de la population détenue sont non seulement associées aux variations de l'activité des parquets (9 relations sur 17 se sont avérées statistiquement significatives), mais aussi à des cours d'assises (3/9), comme nous le constatons dans la Figure 4, présentée dans le chapitre précédent. Au contraire de ce qu'il se passe en France, les tribunaux correctionnels sont les instances dont l'activité est le moins souvent significativement lié en termes statistiques au volume de la population carcérale en Belgique puisque seules 4 relations sur 10 se sont avérées significatives au niveau statistique.

La Figure 6 et la Figure 7 représentent, respectivement, les chiffres absolus concernant l'activité de chacune des instances engagées dans la procédure pénale au cours de la dernière année pour laquelle des données sont disponibles en France et en Belgique.

**Figure 6 : L'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale en France en 2018 en termes de chiffres absolus**



**Figure 7 : L'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale en Belgique en 1994 en termes de chiffres absolus**



Si nous sommes face à deux unités de mesure différentes en fonction de l'instance — le nombre d'affaires au niveau des parquets et le nombre de prévenus/accusés au niveau des tribunaux correctionnels/cours d'assises —, nous pouvons tout de même constater dans ces figures que plus on avance dans la procédure, plus les chiffres absolus relatifs à l'activité des

instances engagées dans les différentes phases de la procédure pénale sont bas. En analysant des données sur le flux de cas du système de justice en 1960, Walker (2011) constata qu'au fur et à mesure que l'on avance dans la procédure pénale le nombre de cas qui perdurent dans le système diminue : pour un approvisionnement initial du système de justice de plus de 2 millions de crimes reportés, 727'000 personnes ont été arrêtées, 177'000 d'entre elles ont été accusées, 160'000 ont fini par être jugées, dont 63'000 ont été condamnées à une peine d'emprisonnement. Ce phénomène, connu sous le nom d'effet d'entonnoir du fonctionnement du système de justice (Walker, 2011, avec références aux travaux étasuniens des années 1960), explique, dès lors, les différences en termes de chiffres absolus que nous relevons dans la Figure 6 et la Figure 7 (concernant la France et la Belgique, respectivement), ce qui explique aussi les variations de la proportion de relations statistiquement significatives en fonction de l'activité de chacune des instances.

Étant donné que le volume d'affaires traitées et poursuivies par les parquets est nettement supérieur au volume de prévenus et accusés jugés par les tribunaux correctionnels et les cours d'assises (respectivement), le fait que l'on retrouve une plus grande quantité d'analyses statistiquement significatives au niveau de l'activité des parquets n'est ainsi pas surprenant. D'un autre côté, les tribunaux correctionnels et les cours d'assises étant au même niveau en termes d'avancement de la procédure pénale, la différence au niveau du volume de personnes jugées s'explique par la gravité du type d'acte illicite que ces deux instances jugent puisque (comme nous l'avons vu dans le Chapitre IV) les cours d'assises se prononcent sur des crimes alors que les tribunaux correctionnels jugent des délits. Ainsi, jugeant uniquement des faits graves, punissables par des peines d'enfermement, le flux d'accusés jugés par les cours d'assises est plus faible que le flux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels, qui se prononcent sur des faits moins graves (et plus fréquents) qui peuvent être sanctionnés d'une peine d'emprisonnement, d'une amende ou d'une peine complémentaire, par exemple.

Ceci explique pourquoi les parquets et les tribunaux correctionnels sont les instances au niveau desquelles nous retrouvons un plus grand nombre de relations statistiques significatives en France. En Belgique, en revanche, les analyses aboutissent à des relations statistiques significatives avec plus de fréquence au niveau de l'activité des cours d'assises par rapport à celle des tribunaux correctionnels certainement à cause de la quantité de données manquantes au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels, comme nous l'avons mentionné, même si les chiffres absolus (Figure 7) indiquent un plus grand nombre de personnes jugées au niveau des tribunaux correctionnels que des cours d'assises.

Finalement, l'étendue des séries temporelles joue aussi, certainement, un rôle au niveau de ces résultats puisque l'étendue des séries historiques analysées en fonction de chacune des périodes et de l'analyse globale n'est pas homogène. En réalité, le nombre d'années traduit, concrètement, le nombre d'observations. Or, plus grand est le nombre d'observations (donc d'années), plus la probabilité d'obtenir des résultats statistiquement significatifs est élevée.

Rappelons, d'ailleurs, que le plus grand nombre de relations statistiquement significatives a été obtenu lors des analyses de la deuxième et troisième période (composées de plus de 80 et 70 ans respectivement), qui sont aussi des périodes nettement plus longues que la première période (composée d'une vingtaine d'année)<sup>52</sup>.

Les résultats de cette recherche nous permettent de conclure qu'il existe une relation entre la criminalité mesurée par l'activité des instances judiciaires et l'emprisonnement en France et en Belgique, ce qui rejoint les résultats obtenus dans plusieurs autres recherches (voir par exemple Abdalrahman, 2017 ; Pratt et Lowenkamp 2002, Lappi-Seppälä, 2007 ; ou encore Liedka et al., 2006). Si les statistiques judiciaires ont été, dans cette recherche, utilisées comme indicateur de la criminalité, il n'en est moins que ces données traduisent, concrètement, la criminalité enregistrée et, en renvoyant au système pénal, nous donnent finalement une image de la réaction sociale à cette criminalité.

Si les résultats pointent effectivement vers l'existence d'une relation entre l'activité des instances engagées dans la procédure pénale et le volume de la population pénitentiaire, tant l'existence que les caractéristiques de cette relation dépendent de l'instance judiciaire, de la période et de la technique d'analyse qui sont considérées. En France, il existe, par exemple, une dynamique d'évolution à long terme entre l'activité des cours d'assises et le volume de la population détenue dans le cadre de la première période, alors que la relation à court terme n'est statistiquement pas significative. Le même se passe en Belgique au niveau de l'activité des parquets en termes d'affaires traitées pendant la deuxième période d'analyse puisque cette variable est causalement liée (au sens de Granger) au taux de population pénitentiaire, alors qu'il n'existe pas de relation à long terme entre les variables. Nous constatons aussi d'autres types de divergences en fonction des périodes, notamment en termes de nature de la relation. En France, par exemple, une hausse/baisse de l'activité des tribunaux correctionnels engendre une hausse/baisse de la proportion de détenus au niveau des périodes 2 et 3, alors que le lien qui unit ces deux variables dans le contexte de l'analyse globale est négatif.

Cela étant dit, de manière générale, nous ne pouvons nier l'existence d'une relation entre la criminalité enregistrée et le volume de la population carcérale tant en France qu'en Belgique puisque 25 analyses sur 41 en France et 16 sur 36 en Belgique ont conduit à des résultats statistiquement significatifs. Dans d'autres mots, tous pays et périodes confondus, 53% des relations analysées dans le cadre du lien entre criminalité et emprisonnement en ayant recours à des techniques d'analyse économétriques sont statistiquement significatives. De plus, un peu plus de 61% des résultats statistiquement significatifs fournissant des indications quant à la

---

<sup>52</sup> La proportion des relations statistiquement significatives lors de l'analyse globale (qui couvre 188 ans) est en revanche plus faible du au nombre limité de variables analysées.

nature de la relation suggèrent qu'il existe, entre les variables, une relation statistique positive, ce qui corrobore en grande partie la première hypothèse de recherche. Il convient toutefois de souligner que la relation entre criminalité et emprisonnement est, dans cette recherche, non seulement conditionnée par la technique d'analyse, la période et la variable considérées. En effet, même si la majorité des résultats indiquent l'existence d'une relation statistique non seulement statistiquement significative, mais aussi positive entre les deux phénomènes, la significativité statistique de ces relations ainsi que leur nature même, divergent en fonction des instances. L'utilisation d'autres variables comme la proportion de personnes effectivement condamnées par chacune des instances, ventilées par le type de crime et de peine prononcée [à l'image de ce que Vanneste (2001) a fait, par exemple] dans de futures recherches aidera, sans doute, à mieux saisir la complexité de la relation entre criminalité et emprisonnement quand la première est mesurée en ayant recours aux statistiques judiciaires. En Belgique l'activité des instances engagées dans la procédure pénale semble rendre de mieux en mieux compte de l'évolution de la population détenue à travers le temps, car si durant la première période, sur un ensemble de 7 analyses économétriques conduites, une seule s'est avérée statistiquement significative, la proportion de résultats statistiquement significatifs lors des analyses de la période 3 passe à 7 sur 12. Ceci semble lié à l'indépendance, proclamée en 1830, et à l'organisation du système de justice de la Belgique. Il s'avère, en effet, que la plupart des instances judiciaires léguées par l'empire de Napoléon ont été conservées en Belgique même après son indépendance, alors même que le système de justice nécessitait de s'adapter aux évolutions étatiques et sociétales en cours (Rousseaux, 1998). Malgré la volonté de créer une législation nationale et de réviser les codes, ce n'est qu'en 1848 qu'est attribuée à une commission officielle la tâche d'élaborer le nouveau Code pénal qui viendra remplacer, en 1867, le Code pénal français de 1810 toujours en vigueur (Vanneste, 2001).

Il est ainsi possible que l'importance croissante de l'activité des instances impliquées dans la procédure pénale dans l'explication de l'évolution de la population pénitentiaire en Belgique soit effectivement en lien avec la restructuration du système de justice, d'autant plus que les effets des réformes ne se font pas sentir dans l'immédiat, mais sont différés dans le temps. Dans un contexte où le système de justice est, en quelque sorte, obsolète et arbitraire (Rousseaux, 1998), l'environnement économique surgit, dans le cadre de cette recherche, comme un facteur explicatif plus robuste de l'évolution de la population détenue en Belgique, en comparaison aux différents indicateurs de la criminalité.

En France, le contexte politico-judiciaire, étant tout autre, n'affronte pas le genre d'instabilité qui règne en Belgique pendant la même époque, ce qui se traduit, dans cette recherche, par une proportion plus ou moins constante de relations statistiquement significatives entre l'activité des instances impliquées dans la procédure pénale et du contexte économique dans l'évolution de la population enfermée.

D'un autre côté, nous avons vu, dans le cadre de la revue de littérature (Chapitre II), que plusieurs chercheurs (voir par exemple Cusson, 1999; Galbiati & Philippe, 2014; Levitt, 1996 ou encore Liedka et al., 2006) défendaient que ce n'est pas la criminalité qui a un effet sur le taux de détention mais que c'est plutôt celui-ci qui explique les variations de la criminalité. Ces auteurs soutiennent en effet qu'une hausse du volume de la population carcérale se traduit par une baisse de la criminalité soit par l'effet dissuasif ou neutralisant de la peine (Galbiati & Philippe, 2014; Levitt, 1996; Liedka et al., 2006) soit par l'adaptation du système de justice pénal qui, voyant augmenter le volume de la population pénitentiaire agirait de sortes à réduire les poursuites et des condamnations afin de rétablir l'équilibre du système (Cusson, 1999). Or, la majorité de nos résultats suggèrent que la relation entre les variables se fait de manière plus fréquente dans le sens *activité des instances judiciaires* → *détenus* que dans le sens inverse, des résultats qui, de cette forme, rejoignent les conclusions de Cusson, (1999), Galbiati et Philippe (2014), Levitt (1996), ainsi que Liedka et al., (2006).

Il convient toutefois de souligner que l'analyse des variables relatives à l'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale est faite à titre individuel, ce qui ne permet pas de tenir compte des interactions qui peuvent exister entre l'activité des différentes instances. La considération d'un modèle d'analyse intégrant de multiples variables nous permettrait, par exemple, de tenir compte du transfert d'une partie des contentieux des cours d'assises vers les tribunaux correctionnels à travers, notamment, la correctionnalisation.

Au-delà de la criminalité enregistrée, l'environnement économique surgit aussi comme facteur explicatifs aux variations de la population carcérale. Il s'avère néanmoins que, au contraire de ce que postulait la deuxième hypothèse de recherche — à savoir l'existence d'une relation négative entre le contexte économique et le volume de la population détenue — l'amélioration des conditions économiques ne se traduit pas par une baisse de la population détenue mais, généralement, par une hausse de celle-ci.

Dans l'œuvre *Peine et Structure Sociale*, Rusche et Kirchheimer (1939) affirment l'existence d'une relation entre le contexte économique, et plus précisément le marché du travail, et le système pénal. Selon ces auteurs, quand la main-d'œuvre est rare, les salaires augmentent ce qui améliore le niveau de vie, engendrant non seulement une baisse de la criminalité, mais aussi de la sévérité des peines et, par conséquent, de l'emprisonnement. Cette idée est partagée par Melossi (2003, 2007, 2011) qui soutient que les périodes de prospérité économique caractérisées par une pénalité réformiste, alors que les périodes de stagnation voire de crise économique sont plutôt caractérisées par une pénalité plus dure qui entraîne une hausse du taux d'incarcération. Bien que soutenant l'existence d'une relation entre le contexte économique et l'emprisonnement, les résultats de cette recherche vont dans le sens contraire. En effet, il existe entre ces deux variables, une relation positive statistiquement significative, mais dans ce sens qu'une amélioration des conditions économique a pour effet une hausse de la population détenue, et non pas une baisse de celle-ci. C'est donc un résultat



contraire à l'hypothèse de Rusche et Kirchheimer (1939), reprise par Melossi (2003, 2007, 2011) et par une bonne partie des recherches conduites sur cette problématique (voir Tableau 1 pour un résumé). Nos résultats sont en revanche en accord avec les résultats de Western et Beckett (1999), qui indiquent qu'une baisse du chômage (et donc une amélioration des conditions économiques) est suivie d'une hausse du volume de la population enfermée, mais aussi de Jacobs et Kleban (2003) et de Ouimet (2012), qui soutient par exemple qu'une hausse du PIB (qui est le reflet d'une amélioration des conditions économiques) permet d'allouer une plus grande part des ressources à la justice, ce qui aura pour effet, selon Ouimet (2012), une hausse de la population enfermée.

Selon Cohen et Felson (1979), Hassid (2015), Mulok et al. (2016), ou encore Bergman (2018), un contexte économique prospère engendre plus d'opportunités à la criminalité, entraînant de cette forme une hausse du taux d'incarcération. Dans le cadre de la présente recherche, nous avons conclu à l'existence d'un lien entre criminalité et emprisonnement dans le sens où une hausse de la criminalité entraîne une hausse de la population carcérale. Si en effet la croissance économique augmente les opportunités à la criminalité, comme l'affirment Bergman (2018), Hassid (2015) et Mulok et al. (2016), l'effet de l'environnement économique sur le taux de population pénitentiaire peut être indirecte dans le sens où une amélioration de cet environnement multipliera les opportunités au crime et, donc, la criminalité, qui, à son tour, se traduirait par une hausse du taux d'incarcération. L'existence d'une relation entre l'environnement économique et la criminalité a, en effet, été relevée par plusieurs auteurs (voir par exemple Baharom & Habibullah, 2008 ; Chintrakarn & Herzer, 2012 ; Gillani et al., 2009 ; Imran et al., 2018 ; Narayan & Smyth, 2004 ; Pratt & Lowenkamp, 2002 ; Saridakis, 2004 ; Saridakis & Spengler, 2012 ; Tang, 2009 ; Torruam & Abur, 2014), et il est envisageable qu'il existe une interaction entre les variables liées à l'activité des instances judiciaires et les variables économiques, d'autant plus que les quelques analyses complémentaires conduites indiquent en effet l'existence d'une relation statistique significative entre l'activité des instances judiciaires et le PIB, comme nous l'avons vu. Si l'environnement économique est significativement liée (en termes statistiques) à l'activité des instances engagées dans la procédure pénale, et celle-ci au volume de la population pénitentiaire, il est envisageable que la relation entre l'économie et l'emprisonnement puisse être indirecte. Dans ce sens, il s'avère pertinent, lors de futures recherches, de non seulement prêter une attention particulière à l'analyse des liens entre la criminalité et l'environnement économique, mais aussi de considérer la criminalité et l'environnement économique respectivement comme variables de contrôle dans les analyses du lien entre (1) le contexte économique et la population détenue et (2) la criminalité et la population détenue. D'un autre côté, il serait tout aussi intéressant de considérer la séquence *économie* → *criminalité* → *emprisonnement*, à travers par exemple la modélisation de médiation, une technique qui permet d'analyser le processus à

travers duquel une variable indépendante influence une variable dépendante en passant par une variable intermédiaire (MacKinnon, 2008).

Il convient également de mentionner que si la généralité des résultats pointe vers l'existence d'un lien positif entre le contexte économique et le taux de détention, la significativité et la nature de ce lien sont conditionnés par des facteurs tels que la technique d'analyse des données, la période analysée ainsi que la variable économique spécifiquement prise en considération. Malgré l'existence d'une relation statistique significative entre le contexte économique et la détention, la deuxième hypothèse de cette recherche se voit majoritairement réfutée puisqu'en règle générale la relation entre ces deux phénomènes n'est pas négative, comme le postulait l'hypothèse 2, mais positive.

Dans le contexte de la présente recherche, les relations entre les variables économiques et l'emprisonnement ont été analysées au niveau bivarié, chaque variable économique ayant été considérée individuellement. Or, si chacune de ces variables est un indicateur économique, aucune d'entre elles à titre individuel ne permet d'avoir une image complète de l'environnement économique d'un pays. La considération d'un modèle regroupant l'ensemble des variables économiques permettrait non seulement de comprendre le poids de chacune des variables dans l'explication des variations du taux de population pénitentiaire en présence des restantes variables économiques, mais aussi de mieux dépendre l'environnement économique de la période et du pays en question.

De plus, considérer d'autres variables, notamment socio-économiques ou politiques, peut aussi s'avérer une option intéressante pour mieux comprendre la relation entre le contexte économique et l'emprisonnement, d'autant plus que plusieurs recherches suggèrent que les variables politiques et sociales, comme l'orientation des partis politiques (Sutton, 2004), les dépenses en termes de protection sociale (Downes & Hansen, 2006) ou encore les inégalités sociales (mesurées par d'autres moyens que le coefficient de Gini) (Cantekin & Elgin, 2019 ; Chintrakarn & Herzer, 2012 ; Killias et al., 2019 ; Vanneste, 2013, 2021b ; Western et al., 2006a, 2006b), sont pertinentes dans l'explication des fluctuations de la population pénitentiaire dans le temps.

## Chapitre VIII CONCLUSION

Cette recherche analyse l'évolution de la population carcérale en France et en Belgique entre 1831 et 2019 en fonction de la criminalité (enregistrée) et de l'environnement économique, deux facteurs souvent avancés par la littérature comme explicatifs de la variation de la population détenue (voir par exemple Abdalrahman, 2017; Aebi et al., 2015; Brandariz-García & González-Sánchez, 2018; Cantekin & Elgin, 2019; Dünkel, 2017; Durlauf & Nagin, 2011; Lappi-Seppälä, 2010; Oliver, 2012; Ouimet, 2012; Vanneste, 2001). La divergence constatée au niveau des résultats nous a conduit à nous pencher sur la méthodologie d'analyse pour tenter de comprendre l'inexistence de consensus au sein de la communauté scientifique en ce qui concerne les relations entre criminalité et détention et entre économie et détention.

Nous avons constaté, dans le cadre de cette recherche, qu'une majorité des études dans le domaine de la criminologie se penchaient sur l'analyse de corrélation (généralement basées sur le coefficient de corrélation de Pearson) pour étudier le lien entre criminalité, économie et détention dans le temps, alors que le domaine économique privilégie des techniques d'analyses spécifiquement développées pour l'étude de séries temporelles, comme les analyses de cointégration, le modèle VAR ou encore les analyses de causalité (au sens de Granger). Pour tenter de comprendre si la technique d'analyse des données pourrait expliquer les divergences identifiées au niveau des résultats, nous avons conduit des analyses de corrélation ( $\rho$ ), tel que nous avons eu recours aux analyses de cointégration, au modèle VAR et aux analyses de causalité (au sens de Granger). Au contraire de la majorité de chercheurs en criminologie (voir Tableau 1, Chapitre II), nous avons privilégié l'analyse de corrélation de Spearman à celle de Pearson car le coefficient de corrélation de Spearman (au contraire du coefficient de corrélation de Pearson) ne requiert pas que les données suivent une distribution normale et linéaire (Lin & Brannigan, 2003).

Nous nous sommes ainsi fixés pour but d'analyser la relation entre criminalité (enregistrée) et emprisonnement et entre économie et emprisonnement en considérant a) différentes techniques d'analyses, b) différentes périodes temporelles, c) différents indicateurs de la criminalité et de l'environnement économique, et d) différents pays.

Dans ce contexte, quatre hypothèses de recherche ont été développées, les deux premières postulant l'existence d'un lien positif entre la criminalité et la prospérité économique et le volume de la population carcérale, et les deux autres d'ordre méthodologique, prévoyant un impact de la méthode sur les résultats. Ces hypothèses ont été testées en France et en Belgique dans le cadre des trois périodes temporelles identifiées lors du découpage de la série temporelle en fonction de l'évolution de la population pénitentiaire, et dans le contexte de l'analyse globale (portant sur l'ensemble de la série chronologique).

Les résultats obtenus tout au long de cette recherche nous ont permis constater que : 1) les résultats des différentes recherches ayant eu recours aux analyses de corrélation, et

## Conclusion

particulièrement à celles axées sur le coefficient de corrélation de Pearson, sont questionnables étant donné que l'analyse de corrélation n'est pas adaptée à l'étude de séries chronologiques ; 2) le niveau d'agrégation des données a une influence sur les résultats puisque qu'une relation statistiquement significative dans le contexte d'une période peut cesser de l'être dans le cadre d'une autre période ; 3) les changements enregistrés au niveau de l'activité des instances judiciaires, en tant qu'indicateur de la criminalité, précèdent généralement ceux qui s'observent au niveau du volume de la population détenue dans ce sens où une hausse de l'activité de ces instances est généralement suivie, dans le temps, d'une hausse de la population pénitentiaire ; et 4) s'il existe bel et bien une relation statistique significative entre le contexte économique et les fluctuations de la population pénitentiaire, les caractéristiques d'un contexte économique que nous pouvons caractériser de prospère sont en général statistiquement liées à une hausse, plutôt qu'une baisse, de la population carcérale.

Ces résultats suggèrent que la divergence des résultats identifiés dans les différentes recherches nous ayant précédées et présentées dans le Tableau 1 (Chapitre II), s'explique en partie par des questions d'ordre méthodologique et ils remettent aussi en question la validité et la fiabilité des résultats d'une bonne partie de ces recherches, surtout celles issues du domaine criminologique, qui recourent habituellement à l'analyse de corrélation, une technique qui n'est pas adaptée à l'analyse de séries temporelles.

Dans le contexte de cette recherche nous avons été surpris par la facilité avec laquelle l'analyse de corrélation aboutit à des résultats statistiquement significatifs. En effet, si l'existence d'un lien entre la population détenue en France et en Belgique et (a) l'activité des instances judiciaires (en tant qu'indicateur de la criminalité) et (b) les indicateurs économiques est mise en évidence par les deux types de techniques d'analyse (celle historiquement utilisée en criminologie et celles privilégiées par les sciences économétriques), la proportion des relations statistiquement significatives est nettement supérieure quand on a recours aux analyses de corrélation de Spearman : environ 80% des analyses de corrélation s'avèrent statistiquement significatives, alors qu'environ la moitié des analyses économétriques (53%) aboutissent à des résultats significatifs au niveau statistique. Ceci est particulièrement problématique quand on constate que la majorité des recherches criminologiques présentés dans le Tableau 1 lors de la revue de littérature (Chapitre II), s'appuient sur des analyses de corrélation pour expliquer les variations du taux de détention en fonction d'indicateurs de la criminalité et du contexte économique.

Lors de l'analyse de séries chronologiques dans le cadre d'une science sociale comme la criminologie, il est fondamental de tenir compte des caractéristiques des données afin de déterminer la technique d'analyse statistique la plus adaptée. Ceci est une remarque aussi faite par Rosenfeld (2018) qui souligne que les chercheurs doivent faire preuve de flexibilité et d'adaptabilité dans la recherche, dans la mesure où les tendances de la criminalité sont

## Conclusion

susceptibles d'être perturbées par des événements imprévus, de sorte que les méthodes de recherche doivent être adaptées pour tenir compte des particularités du contexte et des données disponibles (Rosenfeld, 2018). Cette manière de faire permettra, sans doute, d'obtenir des résultats plus robustes en termes de validité et de fiabilité, car ce ne sont pas les données qui doivent s'adapter au modèle d'analyse, mais le modèle d'analyse qui doit s'adapter aux données. Dans ce contexte, les analyses économétriques surgissent comme option qui mérite d'être envisagée lors de futures recherches, d'autant plus qu'il existe une multitude de tests qui peuvent être appliqués en fonction des spécificités des données sous analyse.

Pour ce qui est des liens entre (1) les indicateurs de la criminalité (enregistrée) analysés dans le cadre de cette recherche et la population détenue et (2) l'environnement économique et cette même population, en Belgique un plus grand nombre de relations statistiquement significatives a été retrouvé au niveau du lien *économie-détention* qu'au niveau de la relation *criminalité-détention*, alors qu'en France l'activité des différentes instances impliquées dans la procédure pénale semble plus à même de rendre compte des fluctuations de la population détenue.

L'importance de l'activité des parquets est pertinente dans l'explication des variations de la population détenue tant en France qu'en Belgique, car c'est justement à ce niveau que le plus grand nombre de relations se sont avérées statistiquement significatives. Ceci peut aussi sans doute être expliqué par la plus grande proportion d'observations concernant l'activité des parquets, dans la mesure où ils interviennent au tout début de la procédure pénale. En effet, au fur et à mesure où l'on avance dans la procédure, le nombre d'observations a tendance à diminuer dans l'optique de l'effet d'entonnoir du fonctionnement du système de justice (Walker, 2011, avec références).

Nous avons constaté que, globalement, une augmentation de l'activité des instances engagées dans la procédure pénale est suivie, dans le temps, d'une hausse de la population pénitentiaire. Tout en gardant en tête le fait que la criminalité enregistrée nous fournit une image de la réaction sociale à cette criminalité par le renvoi au système de justice pénale, nous pouvons considérer que plus la réaction sociale à la criminalité, en termes d'activité du système de justice, est élevée, plus élevés seront aussi les taux d'emprisonnement. Puisque la réaction sociale à la criminalité assume d'autres formes au delà de l'incarcération, il serait pertinent d'analyser les variations des différentes formes de punition à travers le temps, ainsi que leur relation non seulement avec l'activité des instances impliquées dans la procédure pénale mais aussi des taux d'incarcération.

En termes économiques, le PIB et le prix du froment sont les variables dont les liens se sont révélés le plus souvent significatifs au niveau des deux pays, puis viennent le pouvoir d'achat et l'inflation estimée. D'une manière générale, les résultats suggèrent qu'une amélioration des conditions économique aura tendance à être accompagnée d'une hausse de la population pénitentiaire, tel que le postule la deuxième hypothèse de recherche, rejoignant ainsi les

## Conclusion

conclusions d'une grande partie des recherches qui nous ont précédés (voir par exemple les recherches de Cantekin & Elgin, 2019; Melossi, 1997, 2001, 2011; Vanneste, 2001; ou encore Chiricos & Delone, 1992 pour un résumé). Nos résultats suggèrent en effet que l'amélioration des conditions économiques a généralement tendance à conduire à une augmentation de la population détenue, ce qui peut être expliqué, utilisant le cadre théorique proposé par les approches situationnelles, notamment la théorie des activités routinières (Cohen & Felson, 1979), par une hausse des opportunités pour commettre des délits. Nous avons vu que, dans cette recherche, une hausse de la criminalité (enregistrée) est associée, de manière globale, à une hausse de la population détenue. Dans ce sens, si l'amélioration des conditions économiques se traduit par une augmentation des opportunités criminelles qui à son tour entraînerait une hausse de la délinquance, il est prévisible que cela conduise à une hausse de la population détenue.

La présente étude s'inscrit dans une littérature croissante qui remet en question les analyses d'inspiration marxiste sur la relation entre, notamment, contexte économique et population pénitentiaire (par exemple, l'idée de l'armée de réserve mentionnée au début de cette étude). Si les résultats de cette recherche indiquent qu'il existe effectivement un lien entre le contexte économique et la population détenue, la prospérité économique a tendance à coïncider avec des périodes de hausse de la population détenue, plutôt que de baisse de celle-ci.

Nous ne pouvons toutefois pas ignorer que la significativité des liens entre les différentes variables économiques et la population détenue varie au niveau spatio-temporel et méthodologique et qu'une relation peut s'avérer statistiquement significative dans le contexte d'une période, mais pas d'une autre, au même titre qu'elle peut s'avérer statistiquement significative dans le cadre d'un test statistique spécifique, mais pas d'un autre. De plus, la manière dont on mesure le contexte économique influe aussi la relation entre ce contexte et le volume de la population enfermée puisque certaines variables économiques présentent un lien statistique significatif avec le taux de population pénitentiaire, alors que d'autres pas. En outre, la prise en considération des variables à titre individuel peut aussi conditionner les résultats, c'est pourquoi la création d'un modèle intégrant plusieurs variables économiques permettrait de mieux dépendre l'environnement économique d'un pays en question, qui ne peut être évalué sur la base d'une seule variable, et ainsi mieux comprendre la relation entre l'environnement économique et le volume de la population enfermée.

Il convient aussi de noter que les relations entre le contexte économique et la population pénitentiaire, ainsi qu'entre la criminalité et cette même population, sont complexes, des facteurs externes pouvant jouer un rôle au niveau de chacune de ces relations. De ce fait, il serait important de considérer, dans de futures recherches, des modèles à multiples variables afin de mieux comprendre ces relations, ainsi que l'interaction entre les différentes variables économiques et de la criminalité. Finalement, si l'analyse de séries longues nous permettent

## Conclusion

de mieux comprendre l'évolution temporelle d'un phénomène, la disponibilité des données se voit aussi conditionnée, ce qui limite les possibilités d'analyse. Il serait, en outre, intéressant, dans de futures recherches, d'envisager l'analyse de séries historiques plus courtes (à partir des années 1960 par exemple) afin de contrer ces limites.

Pour conclure, les résultats de la présente étude comportent différentes implications pour de recherches futures. Ils invitent non seulement à repenser les hypothèses précédemment formulées concernant le lien entre criminalité, économie et détention, afin de les affiner et complexifier, mais aussi ils soulignent l'importance de la méthode, et tout particulièrement de la technique d'analyse des données privilégiée par les chercheurs. Les résultats permettent ainsi de prendre conscience de l'importance de la méthode dans la recherche puisque les différents choix que nous faisons au niveau méthodologique, de manière générale, ont un impact sur les résultats. Ainsi, cette étude remet en question l'utilisation de certaines techniques pour l'analyse de séries temporelles en présentant, aussi, des alternatives qui méritent d'être approfondies dans le futur. Choisir les techniques d'analyse de données en tenant compte des caractéristiques de ces données, au lieu de tenter de les adapter à la technique que l'on souhaite utiliser peut ainsi nous permettre d'obtenir des résultats plus robustes et moins questionnables en termes de fiabilité et de validité.

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1: Résumé de la revue de littérature portant sur le type d'analyse de données privilégiées par différentes recherches longitudinales portant sur le lien entre criminalité, pénalité, emprisonnement et conditions économiques.....	29
Tableau 2 : Source des données et étendue des séries temporelles par variable et pays .....	49
Tableau 3 : Indicateurs et variables considérées dans la présente recherche.....	50
Tableau 4 : Les populations pénitentiaires en France entre 1983 et 2007 selon la source de données .....	66
Tableau 5: Les populations pénitentiaires en France entre 1983 et 2007 (selon la source de données) avec décalage d'un an .....	67
Tableau 6 : Les populations pénitentiaires entre 1983 et 1991 en France métropolitaine, selon la source des données .....	68
Tableau 7 : Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie et la population détenue en France dans le contexte de la première période .....	96
Tableau 8 : Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en France dans le contexte de la deuxième période .....	113
Tableau 8 : Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en France dans le contexte de la troisième période .....	131
Tableau 10 : Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en France dans le contexte de l'analyse globale.....	145
Tableau 11 : Résumé des résultats de l'analyse par période, et de l'analyse globale du lien entre criminalité, économie et détention en France .....	150
Tableau 12 : Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en Belgique dans le contexte de la première période .....	162
Tableau 13 : Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	182
Tableau 14 : Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en Belgique dans le contexte de la troisième période .....	196
Tableau 15 : Résumé des principaux résultats de l'analyse des liens entre la criminalité et l'économie d'un côté et la population détenue de l'autre en Belgique dans le contexte de l'analyse globale.....	205
Tableau 16 : Résumé des résultats de l'analyse par période et de l'analyse globale du lien entre criminalité, économie et détention en Belgique.....	207
Tableau 17 : L'étendue des périodes et les respectives variables économiques analysées en France et en Belgique .....	214



Liste des Tableaux

Tableau 18 : Confrontations des résultats obtenus lors de l'analyse (par périodes et globale)  
du lien entre criminalité (mesurée par l'activité des parquets, des tribunaux  
correctionnels et des cours d'assises), économie et détention en France et en Belgique  
.....217

## LISTE DES TABLEAUX EN ANNEXE

Tableau_Annexe A-1 : Sources des données françaises.....	I
Tableau_Annexe A-2 : Sources des données belges.....	II
Tableau_Annexe C-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)activité des parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période .....	VI
Tableau_Annexe C-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de la première période .....	VII
Tableau_Annexe C-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de la première période .....	VII
Tableau_Annexe C-4 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de la première période .....	VII
Tableau_Annexe C-5 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le cadre de la première période .....	VIII
Tableau_Annexe C-6 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période .....	IX
Tableau_Annexe C-7 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100,000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période .....	IX
Tableau_Annexe C-8 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période .....	IX
Tableau_Annexe C-9 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période .....	IX
Tableau_Annexe C-10 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels par 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la première période.....	XI
Tableau_Annexe C-11 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période .....	XII

## Liste des Tableaux en Annexe

Tableau_Annexe C-12 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période ....	XIII
Tableau_Annexe C-13 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en France dans le contexte de la première période .....	XIII
Tableau_Annexe C-14 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période.....	XIII
Tableau_Annexe C-15 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (v.d.) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (v.i.) en France dans le contexte de la première période.....	XIV
Tableau_Annexe C-16 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (v.i.) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (v.d.) en France dans le contexte de la première période.....	XIV
Tableau_Annexe C-17 : Résultats du test Wald relatif à la relation à court terme entre la population détenue et l'activité des cours d'assises en France dans le contexte de la première période .....	XIV
Tableau_Annexe C-18 : Résultats du test de diagnostic de corrélation sérielle Breusch-Godfrey en considérant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période .....	XV
Tableau_Annexe C-19 : Résultats du test ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la première période .....	XVI
Tableau_Annexe C-20 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la première période .....	XVI
Tableau_Annexe C-21 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la première période .....	XVII
Tableau_Annexe C-22 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période .....	XVII
Tableau_Annexe C-23 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la première période .....	XVIII
Tableau_Annexe C-24 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la première période .....	XVIII
Tableau_Annexe C-25 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la première période.....	XVIII

## Liste des Tableaux en Annexe

Tableau_Annexe C-26 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période ....	XIX
Tableau_Annexe C-27 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la première période .....	XIX
Tableau_Annexe C-28 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la première période .....	XX
Tableau_Annexe C-29 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la première période .....	XX
Tableau_Annexe C-30 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période .....	XX
Tableau_Annexe C-31 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la première période.....	XXI
Tableau_Annexe C-32 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la première période .....	XXI
Tableau_Annexe C-33 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la première période.....	XXI
Tableau_Annexe C-34 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période ...	XXII
Tableau_Annexe C-35 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période .....	XXIII
Tableau_Annexe C-36 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période .....	XXIII
Tableau_Annexe C-37 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période .....	XXIII
Tableau_Annexe C-38 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période.....	XXIV
Tableau_Annexe C-39 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période .	XXIV
Tableau_Annexe C-40 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)PIB sur 10 ans en France dans le contexte de la première période .....	XXV

## Liste des Tableaux en Annexe

Tableau_Annexe C-41 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)PIB en France dans le contexte de la première période .....	XXV
Tableau_Annexe C-42 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la première période .....	XXVI
Tableau_Annexe C-43 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en France, dans le contexte de la première période .....	XXVI
Tableau_Annexe C-44 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la première période .....	XXVII
Tableau_Annexe C-45. Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période .....	XXVII
Tableau_Annexe D-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de la deuxième période.....	XXVIII
Tableau_Annexe D-2 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXIX
Tableau_Annexe D-3 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période	XXX
Tableau_Annexe D-4 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXX
Tableau_Annexe D-5 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période.....	XXX
Tableau_Annexe D-6 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXII
Tableau_Annexe D-7 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXII
Tableau_Annexe D-8 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période.....	XXXII

## Liste des Tableaux en Annexe

Tableau_Annexe D-9 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) après un choc sur le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXIII
Tableau_Annexe D-10 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants après un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le cadre de la deuxième période .....	XXXIV
Tableau_Annexe D-11 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période.....	XXXIV
Tableau_Annexe D-12 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXV
Tableau_Annexe D-13 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXV
Tableau_Annexe D-14 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXVI
Tableau_Annexe D-15 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXVI
Tableau_Annexe D-16 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXVI
Tableau_Annexe D-17 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXVII
Tableau_Annexe D-18 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période.....	XXXVII
Tableau_Annexe D-19 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXVIII
Tableau_Annexe D-20 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXIX

## Liste des Tableaux en Annexe

Tableau_Annexe D-21 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période.....	XXXIX
Tableau_Annexe D-22 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période.....	XXXIX
Tableau_Annexe D-23 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en France, dans le contexte de la deuxième période.....	XLI
Tableau_Annexe D-24 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLI
Tableau_Annexe D-25 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLI
Tableau_Annexe D-26 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLII
Tableau_Annexe D-27. Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du froment basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLII
Tableau_Annexe D-28 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)prix du froment sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLIII
Tableau_Annexe D-29 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLIII
Tableau_Annexe D-30 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLIV
Tableau_Annexe D-31 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLIV
Tableau_Annexe D-32 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLV
Tableau_Annexe D-33 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLV
Tableau_Annexe D-34 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du charbon basé	

## Liste des Tableaux en Annexe

sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLV
Tableau_Annexe D-35 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)prix du charbon en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLVI
Tableau_Annexe D-36 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLVII
Tableau_Annexe D-37 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la deuxième période .....	XLVII
Tableau_Annexe D-38 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte dans le contexte de la deuxième période.....	XLVII
Tableau_Annexe D-39 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période .....	XLVIII
Tableau_Annexe D-40 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France, dans le contexte de la deuxième période.....	XLVIII
Tableau_Annexe D-41 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la deuxième période .....	XLIX
Tableau_Annexe D-42 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la deuxième période .....	XLIX
Tableau_Annexe D-43 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période.....	XLIX
Tableau_Annexe D-44 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en France dans le contexte de la deuxième période.....	L
Tableau_Annexe D-45 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en France dans le contexte de la deuxième période .....	L
Tableau_Annexe D-46 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en France dans le contexte de la deuxième période.....	L
Tableau_Annexe D-47 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)% de personnes sans emploi basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période .....	LI



## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe D-48 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période ..... LII
- Tableau\_Annexe D-49 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période ..... LII
- Tableau\_Annexe D-50 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période ..... LII
- Tableau\_Annexe D-51 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période.....LIII
- Tableau\_Annexe D-52 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période....LIII
- Tableau\_Annexe D-53 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln) taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)PIB sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période.....LIV
- Tableau\_Annexe E-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la troisième période .....LVI
- Tableau\_Annexe E-2 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé), en France dans le cadre de la troisième période.....LVI
- Tableau\_Annexe E-3 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé), en France dans le contexte de la troisième période .....LVII
- Tableau\_Annexe E-4 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période .....LVII
- Tableau\_Annexe E-5 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période ..... LVIII
- Tableau\_Annexe E-6 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln) de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période ..... LIX

## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe E-7 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'affaires traitées par les parquets (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période ..... LIX
- Tableau\_Annexe E-8 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets (stationnarisé) pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période ..... LX
- Tableau\_Annexe E-9 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets (stationnarisé) pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période ..... LX
- Tableau\_Annexe E-10 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le cadre de la troisième période ..... LXII
- Tableau\_Annexe E-11 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le cadre de la troisième période ..... LXII
- Tableau\_Annexe E-12 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période ..... LXII
- Tableau\_Annexe E-13 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période .. LXIII
- Tableau\_Annexe E-14 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le cadre de la troisième période ..... LXIII
- Tableau\_Annexe E-15 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période .....LXIV
- Tableau\_Annexe E-16 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période .....LXIV
- Tableau\_Annexe E-17 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la troisième période ..... LXV
- Tableau\_Annexe E-18 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période .....LXVI

## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe E-19 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période.....LXVI
- Tableau\_Annexe E-20 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période ..LXVI
- Tableau\_Annexe E-21 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période .....LXVII
- Tableau\_Annexe E-22 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période .....LXVII
- Tableau\_Annexe E-23 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période ..... LXVIII
- Tableau\_Annexe E-24 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période ..... LXIX
- Tableau\_Annexe E-25 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période.....LXIX
- Tableau\_Annexe E-26 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période .....LXIX
- Tableau\_Annexe E-27 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période .....LXX
- Tableau\_Annexe E-28 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln) indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période .....LXX
- Tableau\_Annexe E-29 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en France dans le contexte de la troisième période ..... LXXII
- Tableau\_Annexe E-30 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période ..... LXXII
- Tableau\_Annexe E-31 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisées) en France dans le contexte de la troisième période ..... LXXII

## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe E-32 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période..... LXXIII
- Tableau\_Annexe E-33 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période. LXXIII
- Tableau\_Annexe E-34 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur l'inflation (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période..... LXXIV
- Tableau\_Annexe E-35 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période..... LXXV
- Tableau\_Annexe E-36 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période..... LXXV
- Tableau\_Annexe E-37 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période ..... LXXVI
- Tableau\_Annexe E-38 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période ..... LXXVI
- Tableau\_Annexe E-39 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période ..... LXXVI
- Tableau\_Annexe E-40 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)pouvoir d'achat sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période...LXXVII
- Tableau\_Annexe E-41 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en France dans le contexte de la troisième période.....LXXVIII
- Tableau\_Annexe E-42 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période .....LXXIX
- Tableau\_Annexe E-43 . Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période .....LXXIX
- Tableau\_Annexe E-44 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période .....LXXIX
- Tableau\_Annexe E-45 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans

## Liste des Tableaux en Annexe

emploi (stationnarisé) basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXX
Tableau_Annexe E-46 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)pourcentage de personnes sans emploi sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXX
Tableau_Annexe E-47 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)pourcentage de personnes sans emploi en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXI
Tableau_Annexe E-48 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXII
Tableau_Annexe E-49 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXII
Tableau_Annexe E-50 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la troisième période....	LXXXIII
Tableau_Annexe E-51 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXIII
Tableau_Annexe E-52 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)PIB sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXIV
Tableau_Annexe E-53 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)PIB sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXIV
Tableau_Annexe E-54 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)PIB en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXIV
Tableau_Annexe E-55 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXV
Tableau_Annexe E-56 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXV
Tableau_Annexe E-57 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXV
Tableau_Annexe E-58 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXXVI
Tableau_Annexe F-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité	

## Liste des Tableaux en Annexe

des parquets (ln) (pour 100'000 habitants) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	LXXXVIII
Tableau_Annexe F-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant les populations pénitentiaires (ln) et l'activité des parquets (ln) en France dans le contexte de l'analyse globale.....	LXXXVIII
Tableau_Annexe F-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de l'analyse globale. ....	LXXXVIII
Tableau_Annexe F-4 : Résultats du test de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] et le taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de l'analyse globale.....	LXXXIX
Tableau_Annexe F-5 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale.....	XCI
Tableau_Annexe F-6 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCI
Tableau_Annexe F-7 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCI
Tableau_Annexe F-8 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCI
Tableau_Annexe F-9 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCII
Tableau_Annexe F-10 : Résultats du test Wald relatif à la relation à court terme entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCII
Tableau_Annexe F-11 : Résultats du test de diagnostic de corrélation sérielle Breusch-Godfrey en considérant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCII
Tableau_Annexe F-12 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCIII
Tableau_Annexe F-13 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCIV

## Liste des Tableaux en Annexe

Tableau_Annexe F-14 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCIV
Tableau_Annexe F-15 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCIV
Tableau_Annexe F-16 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1831-1935) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCIV
Tableau_Annexe F-17 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1831-1935) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCIV
Tableau_Annexe F-18 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1831-1935) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCVI
Tableau_Annexe F-19 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1831-1935) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCVI
Tableau_Annexe F-20: Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale ....	XCVII
Tableau_Annexe F-21: Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCVII
Tableau_Annexe F-22: Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCVII
Tableau_Annexe F-23: Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale.....	XCVIII
Tableau_Annexe F-24: Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	XCVIII
Tableau_Annexe F-25: Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le pouvoir d'achat (1960-2019) sur 10 ans dans le contexte de l'analyse globale .....	XCIX
Tableau_Annexe F-26 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de l'analyse globale .....	C
Tableau_Annexe F-27 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de l'analyse globale .....	C

## Liste des Tableaux en Annexe

Tableau_Annexe F-28 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de l'analyse globale .....	C
Tableau_Annexe F-29 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de l'analyse globale .....	C
Tableau_Annexe F-30 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)indice de production industrielle (1831-1913) en France dans le contexte de l'analyse globale	CI
Tableau_Annexe F-25 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle (1831-1913) en France dans le contexte de l'analyse globale.....	CI
Tableau_Annexe F-26 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle (1831-1913) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	CII
Tableau_Annexe F-27 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle (1831-1913) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	CII
Tableau_Annexe F-28 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	CIII
Tableau_Annexe F-29 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	CIII
Tableau_Annexe F-30 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100,000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	CIV
Tableau_Annexe F-31 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	CIV
Tableau_Annexe F-32 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale .....	CIV
Tableau_Annexe F-33 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) sur 10 ans dans le contexte de l'analyse globale .....	CV
Tableau_Annexe F-34 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans dans le contexte de l'analyse globale .....	CVI



## Liste des Tableaux en Annexe

Tableau_Annexe G-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période .....	CVII
Tableau_Annexe G-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période .....	CVIII
Tableau_Annexe G-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période.....	CVIII
Tableau_Annexe G-4 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période.....	CVIII
Tableau_Annexe G-5 : Résultats de l'analyse du lien de causalité à travers la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période.....	CVIII
Tableau_Annexe G-6 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)activité des tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période .....	CIX
Tableau_Annexe G-7 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période .....	CX
Tableau_Annexe G-8 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période .....	CX
Tableau_Annexe G-9 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période .....	CX
Tableau_Annexe G-10 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période.....	CXI
Tableau_Annexe G-11 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (réduit à première différence) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période.....	CXI
Tableau_Annexe G-12 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (réduit à première différence) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de la première période.....	CXII
Tableau_Annexe G-13 : Résultats de l'analyse du lien de causalité à travers la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (réduit à première différences) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de la première période .....	CXII

## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe G-14 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période ..... CXIV
- Tableau\_Annexe G-15 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période ..... CXIV
- Tableau\_Annexe G-16 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période..... CXV
- Tableau\_Annexe G-17 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la première période ..... CXV
- Tableau\_Annexe G-18 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période..... CXV
- Tableau\_Annexe G-19 : Résultats du test Wald relatif à la relation à court terme entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période ..... CXV
- Tableau\_Annexe G-20 : Résultats du test de diagnostic de corrélation sérielle Breusch-Godfrey en considérant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période ..... CXVI
- Tableau\_Annexe G-21 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la première période ..... CXVII
- Tableau\_Annexe G-22 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la première période ..... CXVII
- Tableau\_Annexe G-23 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la première période ..... CXVII
- Tableau\_Annexe G-24 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la première période .....CXVIII
- Tableau\_Annexe G-25 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique dans le contexte de la première période .....CXVIII
- Tableau\_Annexe G-26 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique dans le contexte de la première période .....CXIX
- Tableau\_Annexe G-27 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le cadre de la première période .....CXIX
- Tableau\_Annexe H-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux

## Liste des Tableaux en Annexe

d'affaires entrées aux parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXX
Tableau_Annexe H-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXX
Tableau_Annexe H-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXI
Tableau_Annexe H-4 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXI
Tableau_Annexe H-5 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXII
Tableau_Annexe H-6 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXII
Tableau_Annexe H-7 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXII
Tableau_Annexe H-8 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets, tous deux pour 100'000 habitants, basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXII
Tableau_Annexe H-9 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXIII
Tableau_Annexe H-10 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la deuxième période..	CXXIII
Tableau_Annexe H-11 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXIV
Tableau_Annexe H-12 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXIV
Tableau_Annexe H-13 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXV

## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe H-14 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXV
- Tableau\_Annexe H-15 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXV
- Tableau\_Annexe H-16 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXVI
- Tableau\_Annexe H-17 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXVII
- Tableau\_Annexe H-18 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXVII
- Tableau\_Annexe H-19 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXVIII
- Tableau\_Annexe H-20 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXVIII
- Tableau\_Annexe H-21 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXIX
- Tableau\_Annexe H-22 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXIX
- Tableau\_Annexe H-23 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXIX
- Tableau\_Annexe H-24 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXIX
- Tableau\_Annexe H-25 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique, dans le contexte de la deuxième période ..... CXXX
- Tableau\_Annexe H-26 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXX
- Tableau\_Annexe H-27 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXXI

## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe H-28 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXXI
- Tableau\_Annexe H-29 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) en Belgique dans le contexte de la deuxième période.....CXXXII
- Tableau\_Annexe H-30 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....CXXXII
- Tableau\_Annexe H-31 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....CXXXII
- Tableau\_Annexe H-32 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....CXXXIII
- Tableau\_Annexe H-33 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....CXXXIII
- Tableau\_Annexe H-34 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXXIV
- Tableau\_Annexe H-35 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXXIV
- Tableau\_Annexe H-36 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (1848-1914) en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....CXXXV
- Tableau\_Annexe H-37 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'inflation (1848-1914) en Belgique dans le contexte de la deuxième période.....CXXXV
- Tableau\_Annexe H-38 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'inflation (1848-1914) en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXXVI
- Tableau\_Annexe H-39 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'inflation (1848-1914) en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXXVI
- Tableau\_Annexe H-40 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'inflation (1848-1914) basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période..... CXXXVI

## Liste des Tableaux en Annexe

Tableau_Annexe H-41 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur l'inflation (1848-1914) en Belgique sur 10 ans dans le contexte de la deuxième période .....	CXXXVII
Tableau_Annexe H-42 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance de l'inflation (1848-1914) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXXVIII
Tableau_Annexe H-43 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en Belgique dans le contexte de la deuxième période.....	CXXXIX
Tableau_Annexe H-44 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXXIX
Tableau_Annexe H-45 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXXXIX
Tableau_Annexe H-46 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période.....	CXL
Tableau_Annexe H-47 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXL
Tableau_Annexe H-48 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur l'inflation (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la deuxième période.....	CXLI
Tableau_Annexe H-49 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance de l'inflation (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le(ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période .....	CXLI
Tableau_Annexe H-50 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en Belgique dans le contexte de la deuxième période.....	CXLII
Tableau_Annexe H-51 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle en Belgique entre dans le contexte de la deuxième période .....	CXLII
Tableau_Annexe H-52 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....	CXLII
Tableau_Annexe H-53 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période.....	CXLII

## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe H-54 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....CXLIV
- Tableau\_Annexe H-55 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....CXLIV
- Tableau\_Annexe H-56 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....CXLIV
- Tableau\_Annexe H-57 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période .....CXLIV
- Tableau\_Annexe H-58 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la deuxième période CXLV
- Tableau\_Annexe I-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période .....CXLVII
- Tableau\_Annexe I-2 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période. ....CXLVII
- Tableau\_Annexe I-3 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période .....CXLVII
- Tableau\_Annexe I-4 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période .....CXLVIII
- Tableau\_Annexe I-5 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période .....CXLVIII
- Tableau\_Annexe I-6 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période .....CXLIX
- Tableau\_Annexe I-7 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période .....CXLIX
- Tableau\_Annexe I-8 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)taux d'affaires entrées aux parquets en Belgique dans le contexte de la troisième période .....CXLIX
- Tableau\_Annexe I-9 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux

## Liste des Tableaux en Annexe

d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période .....	CLI
Tableau_Annexe I-10 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période	CLI
Tableau_Annexe I-11 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période.....	CLII
Tableau_Annexe I-12 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période.....	CLII
Tableau_Annexe I-13 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période .....	CLIII
Tableau_Annexe I-14 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la troisième période .....	CLIII
Tableau_Annexe I-15 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période.....	CLV
Tableau_Annexe I-16 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de troisième période .....	CLV
Tableau_Annexe I-17 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période .....	CLV
Tableau_Annexe I-18 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période .....	CLVI
Tableau_Annexe I-19 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période .....	CLVI
Tableau_Annexe I-20 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période.....	CLVII
Tableau_Annexe I-21 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période.....	CLVIII



## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe I-22 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLIX
- Tableau\_Annexe I-23 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLIX
- Tableau\_Annexe I-24 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLX
- Tableau\_Annexe I-25 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période CLX
- Tableau\_Annexe I-26 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLX
- Tableau\_Annexe I-27 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXI
- Tableau\_Annexe I-28 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXII
- Tableau\_Annexe I-29 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXIV
- Tableau\_Annexe I-30 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXIV
- Tableau\_Annexe I-31 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période. CLXV
- Tableau\_Annexe I-32 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXV
- Tableau\_Annexe I-33 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur l'inflation sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXVI
- Tableau\_Annexe I-34 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXVI

## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe I-35 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXVIII
- Tableau\_Annexe I-36 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXVIII
- Tableau\_Annexe I-37 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période CLXVIII
- Tableau\_Annexe I-38 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXIX
- Tableau\_Annexe I-39 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)PIB en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXIX
- Tableau\_Annexe I-40 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXX
- Tableau\_Annexe I-41 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini, en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXI
- Tableau\_Annexe I-42 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXI
- Tableau\_Annexe I-43 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXI
- Tableau\_Annexe I-44 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXII
- Tableau\_Annexe I-45 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)coefficient de Gini en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période ... CLXXII
- Tableau\_Annexe I-46 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln) taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)coefficient de Gini sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXIII
- Tableau\_Annexe I-47 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXIII
- Tableau\_Annexe I-48 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXIV

## Liste des Tableaux en Annexe

- Tableau\_Annexe I-49 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXIV
- Tableau\_Annexe I-50 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXIV
- Tableau\_Annexe J-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale ..... CLXXV
- Tableau\_Annexe J-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale ..... CLXXV
- Tableau\_Annexe J-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 200'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale ..... CLXXVI
- Tableau\_Annexe J-4 : Résultats du test de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de l'analyse globale ..... CLXXVI
- Tableau\_Annexe J-5 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....CLXXVII
- Tableau\_Annexe J-6 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....CLXXVII
- Tableau\_Annexe J-7 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 200'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....CLXXVII
- Tableau\_Annexe J-8 : Résultats du test de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....CLXXVII
- Tableau\_Annexe J-9 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)activité des tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....CLXXIX
- Tableau\_Annexe J-10 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)activité des tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....CLXXIX
- Tableau\_Annexe J-11 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le l'activité des tribunaux

correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXIX
Tableau_Annexe J-12 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels en Belgique dans le contexte de l'analyse globale.....	CLXXX
Tableau_Annexe J-13 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXI
Tableau_Annexe J-14 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXI
Tableau_Annexe J-15 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXII
Tableau_Annexe J-16 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXII
Tableau_Annexe J-17 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXII
Tableau_Annexe J-18 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXIII
Tableau_Annexe J-19 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXIV
Tableau_Annexe J-20 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXIV
Tableau_Annexe J-21 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXV
Tableau_Annexe J-22 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....	CLXXXV

## LISTE DES FIGURES

Figure 1: Les étapes du protocole méthodologique concernant l'analyse des données .....	75
Figure 2: Les étapes de la procédure pénale en France.....	84
Figure 3 : Les étapes de la procédure pénale en Belgique.....	152
Figure 4 : Proportion des relations statistiquement significatives entre criminalité et emprisonnement et entre économie et emprisonnement en France et en Belgique en considérant les techniques d'analyse économétriques.....	228
Figure 5 : Proportion des relations statistiquement significatives entre criminalité et emprisonnement et entre économie et emprisonnement en France et en Belgique en considérant la technique d'analyse de corrélation de Spearman .....	229
Figure 6 : L'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale en France en 2018 en termes de chiffres absolus .....	235
Figure 7 : L'activité des différentes instances engagées dans la procédure pénale en Belgique en 1994 en termes de chiffres absolus .....	235

## LISTE DES FIGURES EN ANNEXE

Figure_Annexe C-1 : Réponse du taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) après un choc provoqué sur le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période .....	X
Figure_Annexe C-2 : Résultats de l'analyse de la stabilité dynamique du modèle VECM intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période .....	XV
Figure_Annexe C-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants (stationnarisé) après un choc provoqué d'un choc sur le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période .....	XXV
Figure_Annexe D-1 : Réponse (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et du (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets à l'application d'un choc l'une sur l'autre en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXIII
Figure_Annexe D-2 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période .....	XXXVII
Figure_Annexe D-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période .....	XLII
Figure_Annexe D-4 : Réponse du (ln)prix du charbon à l'application d'un choc sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la deuxième période .....	XLVI
Figure_Annexe D-5 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période .....	LIII
Figure_Annexe E-1 : Analyse de la relation entre la population détenue et l'activité des parquets à court terme en France dans le contexte de la troisième période .....	LVIII
Figure_Annexe E-2 : Analyse de la relation à court terme entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue et France dans le contexte de la troisième période .....	LXIII
Figure_Annexe E-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants à l'application d'un choc sur le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période .....	LXVII
Figure_Annexe E-4 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période .....	LXX
Figure_Annexe E-5 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants après un choc provoqué sur l'inflation (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXIV
Figure_Annexe E-6 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période .....	LXXVII

## Liste des Figures en Annexe

- Figure\_Annexe E-7 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) à l'application d'un choc l'une sur l'autre en France dans le contexte de la troisième période ..... LXXX
- Figure\_Annexe E-8 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)PIB à un choc sur le (ln)PIB et le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, respectivement, en France dans le contexte de la troisième période ..... LXXXIII
- Figure\_Annexe F-1 : Résultats de l'analyse de la stabilité dynamique du modèle VECM intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale ..... XCII
- Figure\_Annexe F-2: Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) après un choc provoqué sur le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale .....XCVIII
- Figure\_Annexe F-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et du (ln)indice de production industrielle (1955-2019) après un choc provoqué sur chacune des variables en France dans le contexte de l'analyse globale..... CV
- Figure\_Annexe G-1 : Résultats de l'analyse de la stabilité dynamique du modèle VECM intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période ..... CXVI
- Figure\_Annexe H-1 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)pouvoir d'achat (stationnarisé) (1921-1939) à l'application d'un choc l'un sur l'autre en Belgique dans le contexte de la deuxième période.....CXXXIII
- Figure\_Annexe H-2 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et de l'inflation (1848-1914) à l'application d'un choc l'une sur l'autre en Belgique dans le contexte de la deuxième période ..... CXXXVII
- Figure\_Annexe H-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'inflation (stationnarisé) l'application d'un choc l'un sur l'autre en Belgique dans le contexte de la deuxième période. .... CXL
- Figure\_Annexe I-1 : Analyse de la relation entre la population détenue et le volume d'affaires entrées aux parquets à court terme en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CXLVIII
- Figure\_Annexe I-2 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants à l'application d'un choc sur le(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la troisième période .....CLIII
- Figure\_Annexe I-3 : Analyse de la relation entre le taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels en Belgique dans le contexte de la troisième période..... CLVII
- Figure\_Annexe I-4 : Analyse de la relation entre le (ln)taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) dans le contexte de la troisième période. .... CLXI
- Figure\_Annexe I-5 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants à l'application d'un choc sur l'inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période .....CLXVI
- Figure\_Annexe I-6 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants à un choc sur le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXIX

Liste des Figures en Annexe

Figure\_Annexe I-7 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants à un choc sur le coefficient de Gini en Belgique dans le contexte de la troisième période ..... CLXXII

Figure\_Annexe J-1 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)taux de prévenus pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale .....CLXXX



## LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1 : Découpage des séries temporelles en fonction des grandes tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1831 et 2019.....	85
Graphique 2 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des parquets en France entre 1831 et 1851 (1831=100) .....	87
Graphique 3 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France entre 1831 et 1851 (1831=100).....	88
Graphique 4 : Tendances de la population détenue et de l'activité des cours d'assises en France entre 1831 et 1851 (1831 =100).....	89
Graphique 5 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix du froment en France entre 1831 et 1851 (1831=100).....	90
Graphique 6 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix du charbon en France entre 1831 et 1851 (1831=100) .....	91
Graphique 7 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix de la fonte en France entre 1831 et 1851 (1831=100).....	92
Graphique 8 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat en France entre 1831 et 1851 (1831=100) .....	93
Graphique 9 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du PIB en France entre 1831 et 1851 (1831=100) .....	94
Graphique 10 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'indice de production industrielle en France entre 1831 et 1851 (1831=100) .....	95
Graphique 11 : Tendances de l'activité des parquets et du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1852 et 1939 (1852=100) .....	101
Graphique 12 : Tendances de l'activité des tribunaux correctionnels et du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1852 et 1939 (1852=100) .....	103
Graphique 13 : Tendances de l'activité des cours d'assises et du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1852 et 1939 (1852=100) .....	104
Graphique 14 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix du froment en France entre 1852 et 1939(1852=100).....	105
Graphique 15 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix du charbon en France entre 1852 et 1939 (1852=100) .....	107
Graphique 16 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix de la fonte en France entre 1852 et 1939 (1852=100) .....	108
Graphique 17 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat en France entre 1852 et 1938 (1852=100) .....	109
Graphique 18 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pourcentage de personnes sans emploi en France entre 1894 et 1939 (1894=100).....	111
Graphique 19 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du PIB en France entre 1852 et 1939 (1852=100) .....	112

## Liste des Graphiques

Graphique 20 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'activité des parquets (pour 100'000 habitants) en France dans le contexte de la troisième période (1946=100) .....	119
Graphique 21 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France entre 1946 et 2019 (1946=100) .....	122
Graphique 22 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France entre 1946 et 2019 (1946=100) .....	124
Graphique 23 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'indice de production industrielle (2) en France entre 1955 et 2019 (1955=100) .....	125
Graphique 24 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'inflation estimée en France entre 1946 et 2019 (1946=100) .....	126
Graphique 25 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (2) en France entre 1960 et 2019 (1960=100) .....	127
Graphique 26 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pourcentage de personnes sans emploi en France entre 1946 et 2019 (1946=100) .....	128
Graphique 27 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du PIB en France entre 1946 et 2019 (1946=100) .....	129
Graphique 28 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du coefficient de Gini en France entre 1962 et 2019 (1962=100) .....	130
Graphique 29 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1831 et 2019 .....	136
Graphique 30 : Tendances du taux de détenus et de l'activité des parquets (toutes les variables pour 100'000 habitants) en France entre 1831 et 2019 (1831=100) .....	137
Graphique 31 : Tendances du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels et du taux de détenus pour 100'000 habitants en France entre 1831 et 2019 (1831=100) .....	138
Graphique 32 : Tendances de l'activité des cours d'assises et des populations pénitentiaires en France dans le contexte de l'analyse globale .....	139
Graphique 33 : Évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (1831-1935) en France entre 1831 et 1892 (1831=100) .....	140
Graphique 34 : Évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (1960-2019) en France entre 1960 et 2019 (1960=100) .....	141
Graphique 35 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du PIB en France entre 1831 et 2019 (1831=100) .....	142
Graphique 36 : Tendances des variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)indice de production industrielle (1) en France entre 1831 et 1913 (1831=100) .....	143
Graphique 37 : Évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'indice de production industrielle (2) (1955-2019) en France entre 1955 et 2019 (1955=100) .....	144
Graphique 38 : Découpage des séries temporelles en fonction des grandes tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en Belgique entre 1831 et 2019 .....	153

## Liste des Graphiques

Graphique 39 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des parquets (pour 100'000 habitants) en Belgique entre 1836 et 1847 (1836=100) .....	155
Graphique 40 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des tribunaux correctionnels (pour 100'000 habitants) en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100).....	156
Graphique 40 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des cours d'assises en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100).....	158
Graphique 41 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix du froment en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100) .....	159
Graphique 42 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix de la houille en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100) .....	160
Graphique 43 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et du prix de la fonte en Belgique entre 1831 et 1847 (1831=100) .....	161
Graphique 44 : Tendances de l'activité des parquets et du taux de détenus pour 100'000 habitants en Belgique entre 1848 et 1939 (1848=100) .....	166
Graphique 46 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des tribunaux correctionnels en Belgique entre 1848 et 1939 (1848=100) .....	167
Graphique 46 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'activité des cours d'assises en Belgique entre 1879 et 1939 (1879=100).....	169
Graphique 47 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix du froment en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100).....	171
Graphique 48 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix de la houille en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100).....	172
Graphique 49 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du prix de la fonte en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100).....	173
Graphique 50 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (1) en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100).....	175
Graphique 51 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pouvoir d'achat (2) en Belgique entre 1930 et 1939 (1020=100).....	176
Graphique 52 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'inflation (1) estimée en Belgique entre 1848 et 1914 (1848=100).....	177
Graphique 53 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'inflation (2) estimée en Belgique entre 1921 et 1939 (1921=100).....	179
Graphique 54 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'indice de production industrielle en Belgique entre 1848 et 1913 (1848=100).....	180
Graphique 55 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du PIB en Belgique entre 1848 et 1939 (1848=100) .....	181
Graphique 56 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'activité des parquets (pour 100'000 habitants) en Belgique entre 1946 et 2019 (1946=100) .....	187

## Liste des Graphiques

Graphique 57 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique entre 1946 et 2019 (1946=100).....	189
Graphique 58 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique entre 1946 et 1992 (1946=100) .....	190
Graphique 59 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et de l'inflation (2) estimée en Belgique entre 1948 et 2019 (1948=100) .....	192
Graphique 60 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du PIB en Belgique entre 1946 et 2019 (1946=100) .....	193
Graphique 61 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du coefficient de Gini en Belgique entre 1969 et 2018 (1969=100) .....	194
Graphique 62 : Tendances du taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et du pourcentage de personnes sans emploi en Belgique entre 1938 et 2019 (1983=100) .....	195
Graphique 63 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en Belgique entre 1831 et 2019 .....	198
Graphique 64 : Tendances du taux de détenus et de l'activité des parquets (toutes variables pour 100'000 habitants) en Belgique entre 1836 et 2019 (1836=100) .....	201
Graphique 66 : Tendances de l'activité des tribunaux correctionnels et des populations pénitentiaires en Belgique entre 1831 et 1983 (1831=100).....	202
Graphique 67 : Tendances de l'activité des cours d'assises et des populations pénitentiaires en Belgique entre 1831 et 1992 (1831=100) .....	203
Graphique 66 : Évolution du taux de détenus pour 100'000 habitants et du PIB en Belgique entre 1846 et 2018 (1846=100) .....	204
Graphique 67 : Tendances du taux de détenus pour 100'000 habitants en France et en Belgique entre 1831 et 2019 .....	212

## BIBLIOGRAPHIE

- Abbott, E. (1918). Crime and the War. *J. Am. Inst. Crim. L. & Criminology*, 9, 32.
- Abdalrahman, A. H. M. (2017). *Peine et structure sociale dans le monde arabe* [Thèse de Doctorat en droit privé]. Aix-Marseille.
- Adebiyi, A. A., Adewumi, A. O., & Ayo, C. K. (2014). Comparison of ARIMA and Artificial Neural Networks Models for Stock Price Prediction. *Journal of Applied Mathematics*.
- Adekoya, A. F., & Razak, N. A. A. (2016). Crime dependency on punishment : Evidence on economic growth in Nigeria. *Journal of Economics and Development Studies*, 4(2), 219-228.
- Aebi, M. F. (2006). *Comment mesurer la délinquance ?* (Armand Colin).
- Aebi, M. F., Berger-Kolopp, L., Burkhardt, C., & Tiago, M. M. (2019). *Prisons in Europe 2005-2015 : Volume 1: Country profiles*. Council of Europe.
- Aebi, M. F., Delgrande, N., & Marguet, Y. (2015). Have community sanctions and measures widened the net of the European criminal justice systems? *Punishment & society*, 17(5), 575-597.
- Aebi, M. F., & Kuhn, A. (2000). Influences on the prisoner rate : Number of entries into prison, length of sentences and crime rate. *European Journal on Criminal Policy and Research*, 8(1), 65-75.
- Aebi, M. F., & Linde, A. (2012). Conviction Statistics as an Indicator of Crime Trends in Europe from 1990 to 2006. *European Journal on Criminal Policy and Research*, 18(1), 103-144.
- Aebi, M. F., Linde, A., & Delgrande, N. (2015). Is there a relationship between Imprisonment and Crime in Western Europe? *European Journal on Criminal Policy and Research*, 21(3), 425-446.
- Aebi, M. F., & Tiago, M. M. (2019). *SPACE I - 2018 – Council of Europe Annual Penal Statistics : Prison populations* (Council of Europe).
- Armstrong, R. A. (2019). Should Pearson's correlation coefficient be avoided? *Ophthalmic and Physiological Optics*, 39(5), 316-327.
- Arvanites, T. M. (1993). Increasing imprisonment: A function of crime or socio-economic factors? *American Journal of Criminal Justice*, 17(1), 19-38.
- Arvanites, T. M. (1997). The Direct and Indirect Effects of Race and Poverty on County Incarceration Rates. *Journal of Crime and Justice*, 20(2), 87-102.
- Arvanites, T. M., & Asher, M. A. (1995). The direct and indirect effects of socio-economic variables on state imprisonment rates. *Criminal Justice Policy Review*, 7(1), 27-53.
- Bachman, R. D., Paternoster, R., & Wilson, T. H. (2021). *Statistics for criminology and criminal justice*. SAGE Publications.
- Baclin, G., Champion, J., & Rousseaux, X. (2007). Les chiffres en guerre. Occupations, justices et statistiques pénales en Belgique (1914-1950). *Histoire & mesure*, 22(XXII-1), 5-44.
- Baharom, A. H., & Habibullah, M. S. (2008). *Is crime cointegrated with income and unemployment? : A panel data analysis on selected European countries*.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. (1993). *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press.
- Barré, M.-D. (1986). 130 ans de statistiques pénitentiaires en France. *Déviance et société*, 10(2),

## Bibliographie

107-128.

Baverez, N. (1991). Chômage des années 1930, chômage des années 1980. *Le Mouvement Social*, 103-130.

Beckett, K., & Western, B. (2001). Governing social marginality : Welfare, incarceration, and the transformation of state policy. *Punishment & Society*, 3(1), 43-59.

Bergman, M. (2018). *More money, more crime : Prosperity and rising crime in Latin America*. Oxford University Press.

Berndt, D. J., Fisher, J. W., Rajendrababu, R. V., & Studnicki, J. (2003). Measuring healthcare inequities using the Gini index. *36th Annual Hawaii International Conference on System Sciences, 2003*.

Biles, D. (1979). Crime and the Use of Prisons. *Fed. Probation*, 43, 39.

Biles, D. (1982). Crime and imprisonment : An Australian time series analysis. *Australian & New Zealand Journal of Criminology*, 15(3), 133-153.

Bishara, A. J., & Hittner, J. B. (2012). Testing the significance of a correlation with nonnormal data : Comparison of Pearson, Spearman, transformation, and resampling approaches. *Psychological methods*, 17(3), 399.

Blasius, D. (1993). *Sozialgeschichte der Kriminalität* (3e éd.). Heidelberg.

Blumstein, A., & Cohen, J. (1973). Theory of the Stability of Punishment, *A. J. Crim. L. & Criminology*, 64, 198.

Blumstein, A., Cohen, J., & Miller, H. D. (1980). Demographically disaggregated projections of prison populations. *Journal of Criminal Justice*, 8(1), 1-26.

Blumstein, A., Cohen, J., & Nagin, D. (1976). The dynamics of a homeostatic punishment process. *J. crim. l. & criminology*, 67, 317.

Blumstein, A., & Moitra, S. (1979). An analysis of the time series of the imprisonment rate in the states of the United States : A further test of the stability of punishment hypothesis. *The Journal of Criminal Law and Criminology (1973-)*, 70(3), 376-390.

Bonger, W. A. (1905). *Criminalité et conditions économiques*. Maas & Van Suchtelen.

Bonin, H. (1987). La Grande Dépression Française de la Fin du Dux-Neuvième : Réflexion sur sa datation et sur sa fonction. *Histoire, économie et société*, 509-533.

Boppuru, P. R., & Ramesha, K. (2020). Spatio-Temporal Crime Analysis Using KDE and ARIMA Models in the Indian Context. *International Journal of Digital Crime and Forensics (IJDCF)*, 12(4), 1-19.

Boritch, H., & Hagan, J. (1987). Crime and the changing forms of class control : Policing public order in "Toronto the Good," 1859–1955. *Social Forces*, 66(2), 307-335.

Bourgoin, N. (2009). Mouvements économiques et criminalité : Quelques pistes de réflexion. *Champ pénal/Penal field*, 6.

Bowker, L. H. (1981). Crime and the use of prisons in the United States : A time series analysis. *Crime & Delinquency*, 27(2), 206-212.

Box, G. E., & Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis: Forecasting and control* (Revised Edition). Holden-Day.

## Bibliographie

- Box, S., & Hale, C. (1982). Economic crisis and the rising prisoner population in England and Wales. *Crime and Social Justice*, 17, 20-35.
- Box, S., & Hale, C. (1985). Unemployment, imprisonment and prison overcrowding. *Contemporary Crises*, 9(3), 209-228.
- Brandariz-García, J. Á. (s. d.). *The cycles of penalty and the evolution of punitiveness in the Spanish case*.
- Brandariz-García, J. A., & González-Sánchez, I. (2018). Economic Crises, Common Crime, and Penalty. In *Oxford Research Encyclopedia of criminology and Criminal Justice*.
- Brandariz-García, J. Á., Melossi, D., & Sozzo, M. (2017). The political economy of punishment today: An introduction. In *The Political Economy of Punishment Today* (p. 1-22). Routledge.
- Brandolini, A., Cipollone, P., & Viviano, E. (2006). Does the ILO definition capture all unemployment? *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 153-179.
- Brantingham, P. J., & Brantingham, P. L. (1984). *Patterns in Crime*. Macmillan.
- Bruwier, M. (s. d.). *La prépondérance de la grande industrie* (p. 93-116).
- Byrne, J. M., Pattavina, A., & Taxman, F. S. (2015). International trends in prison upsizing and downsizing: In search of evidence of a global rehabilitation revolution. *Victims & Offenders*, 10(4), 420-451.
- Cantekin, K., & Elgin, C. (2019). Incarceration and Labor Market Conditions of the Underclass in the United States: An Empirical Investigation. *European Journal on Criminal Policy and Research*, 1-18.
- Cappell, C. L., & Sykes, G. (1991). Prison commitments, crime, and unemployment: A theoretical and empirical specification for the United States, 1933–1985. *Journal of Quantitative Criminology*, 7, 155-199.
- Cavadino, M., & Dignan, J. (2006). Penal policy and political economy. *Criminology & Criminal Justice*, 6(4), 435-456.
- Cha, M. (2013). What's missing from GDP. *Demos*. Retrieved August, 10, 2019.
- Charlton, M., & Caimo, A. (2012). *Time Series Analysis*. European Spatial Planning Observation Network.
- Charpentier, A. (2006). *Cours de séries temporelles: Théorie et applications*. Université Paris Dauphine.
- Chintrakarn, P., & Herzer, D. (2012). More inequality, more crime? A panel cointegration analysis for the United States. *Economics Letters*, 116(3), 389-391.
- Chiricos, T. G., & Bales, W. D. (1991). Unemployment and punishment: An empirical assessment. *Criminology*, 29(4), 701-724.
- Chiricos, T. G., & Delone, M. A. (1992). Labor surplus and punishment: A review and assessment of theory and evidence. *Social Problems*, 39(4), 421-446.
- Chitiga, M., Sekyere, E., & Tsoanamatsie, N. (2015). Income inequality and limitations of the Gini index: The case of South Africa. *Human Sciences Research Council (HSRC)*, 2.
- Cid, J., & Andreu, A. (2017). European prison policy and Spanish prison practices: Understanding confluences and gaps. In *Europe in prisons* (T. Daems & L. Robert, p. 255-289). Palgrave Macmillan.

## Bibliographie

- Cid, J., & Ibàñez, A. (2019). Prisoner resettlement in Spain—Good practices for early-released prisoners and prisoners lost in transition that fully serve their sentence. *Prisoner Resettlement in Europe*. Routledge.
- Clark, R., & Herbolsheimer, C. (2021). The Iron Cage of Development : A Cross-National Analysis of Incarceration, 2000–2015. *Sociological Forum*.
- Cliquennois, G., & Herzog-Evans, M. (2018). European monitoring of Belgian and French penal and prison policies. *Crime, Law and Social Change*, 70(1), 113-134.
- Cohen, L. E. & Felson, M. (1979). Social changes and crime rate trends: A routine activity approach. *American Sociological Review*, 44(4), 588-608.
- Collard, F., & Fève, P. (2008). Modèles VAR ou DSGE : Que choisir? *Economie prevision*, 2, 153-174.
- Cook, P. J. (2009). Explaining the imprisonment epidemic. *Criminology & Pub. Pol'y*, 8, 25.
- Cusson, M. (1999). L'évolution de l'incarcération aux États-Unis. *Revue de science criminelle et de droit pénal comparé*, 4, 729-740.
- Cuthbertson, K., Hall, S. G., & Taylor, M. P. (1992). *Applied Econometric Techniques*. Philip Allan.
- De Brouwer, J., Wyffels, A., & Rousseaux, X. (2009). Une "expérience abolitionniste"? Portée et limites de la non application de la peine capitale en Belgique entre 1830 et 1834. *Histoire du droit, une nouvelle génération de recherches*, 423-442.
- De Koster, W., Van Der Waal, J., Achterberg, P., & Houtman, D. (2008). The rise of the penal state : Neo-liberalization or new political culture? *The British Journal of Criminology*, 48(6), 720-734.
- DeFina, R. H., & Arvanites, T. M. (2002). The weak effect of imprisonment on crime : 1971–1998. *Social Science Quarterly*, 83(3), 635-653.
- Delaplace, M. (2003). *Monnaie et financement de l'économie*. Dunod.
- Delfosse, P. (1990). Etat, crises alimentaires et modernisation de l'agriculture en Belgique (1853-1857). *Revue du Nord*, 72(284), 71-95.
- DeMichele, M. (2014). A panel analysis of legal culture, political economics, and punishment among 15 Western countries, 1960–2010. *International Criminal Justice Review*, 24(4), 360-376.
- Didier, L. (2017). *La Bande noire (1855-1862) : Le banditisme dans l'Entre-Sambre-et-Meuse et ses liens avec l'affaire Coucke et Goethals*. Presses universitaires de Louvain.
- Diener, E., Lucas, R. E., Schimmack, U., & Helliwell, J. F. (2009). Limitations of social and economic indicators. In *Well-Being for Public Policy* (p. 23-45). Oxford University Press.
- Diener, E., & Seligman, M. E. (2004). Beyond money : Toward an economy of well-being. *Psychological science in the public interest*, 5(1), 1-31.
- Dimelis, S., & Livada, A. (1999). Inequality and business cycles in the US and European Union countries. *International Advances in Economic Research*, 5(3), 321-338.
- Dobbins, D. A., & Bass, B. M. (1957). Effects of unemployment on white and Negro prison admissions in Louisiana. *J. Crim. L. Criminology & Police Sci.*, 48, 522.
- Documents & Débats. (2007). L'Euro est-il inflationniste? *Banque de France*, 1.
- dos Santos, M. J., & Kassouf, A. L. (2013). A cointegration analysis of crime, economic activity,



## Bibliographie

and police performance in São Paulo city. *Journal of applied statistics*, 40(10), 2087-2109.

Downes, D., & Hansen, K. (2006). Welfare and punishment in comparative perspective. *Perspectives on punishment: The contours of control*, 2, 133-154.

Dugan, L. (2010). Estimating Effects over Time for Single and Multiple Units. In *Handbook of quantitative criminology* (A. R. Piquero & D. Weisburd, p. 741-763). Springer.

Dünkel, F. (2017). European penology : The rise and fall of prison population rates in Europe in times of migrant crises and terrorism. *European Journal of Criminology*, 14(6), 629-653.

Durlauf, S. N., & Nagin, D. S. (2011). Imprisonment and crime : Can both be reduced? *Criminology & Public Policy*, 10(1), 13-54.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction : Representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.

Franzece, R. (2002). *Macroeconomic Policies of Developed Democracies*. Cambridge University Press.

Gadisseur, J. (s. d.). *Les lents progrès de l'agriculture* (p. 117-138).

Galbiati, R., & Philippe, A. (2014). 3. Enfermez-les tous ! Dissuasion et effets pervers des politiques répressives. *Regards croisés sur l'économie*, 1, 44-57.

Garcin-Marrou, I. (2004). L'affaire Dutroux : De l'émotion à la mobilisation. *Mots. Les langages du politique*, 75, 89-99.

Gillani, S. Y. M., Rehman, H. U., & Gill, A. R. (2009). Unemployment, poverty, inflation and crime nexus : Cointegration and causality analysis of Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 79-98.

Gillis, A. R. (1989). Crime and state surveillance in nineteenth-century France. *American Journal of Sociology*, 95(2), 307-341.

Godefroy, T., & Laffargue, B. (1984). Crise économique et criminalité. Criminologie de la misère ou misère de la criminologie? *Déviance et société*, 8(1), 73-100.

Gossé, J.-B., & Guillaumin, C. (2013). L'apport de la représentation VAR de Christopher A. Sims à la science économique. *L'Actualité économique*, 89(4), 305-319.

Graham, J. W. (2009). Missing data analysis : Making it work in the real world. *Annual review of psychology*, 60, 549-576.

Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.

Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis*. Pearson Education India.

Grosser, P. (1995). *Les temps de la guerre froide : Réflexions sur l'histoire de la guerre froide et sur les causes de sa fin* (Editions Complexe, Vol. 77).

Hale, C. (1989a). Economy, punishment and imprisonment. *Contemp. Crises*, 13, 327.

Hale, C. (1989b). Unemployment, imprisonment, and the stability of punishment hypothesis : Some results using cointegration and error correction models. *Journal of Quantitative Criminology*, 5(2), 169-186.

Hassid, O. (2015). *Criminalité et insécurité. Comprendre pour agir*. CNPP Editions.

## Bibliographie

- Hauke, J., & Kossowski, T. (2011). Comparison of values of Pearson's and Spearman's correlation coefficients on the same sets of data. *Quaestiones geographicae*, 30(2), 87.
- Hyndman, R. J., & Athanasopoulos, G. (2018). *Forecasting : Principles and practice*. OTexts.
- Imran, M., Hosen, M., & Chowdhury, M. A. F. (2018). Does poverty lead to crime? Evidence from the United States of America. *International Journal of Social Economics*.
- INSEE. (2021). *Définition—Inflation / Taux d'inflation*.
- International Labour Force. (2019). *Quick Guide on Interpreting the Unemployment Rate*.
- International Labour Organization. (2001). *OECD Glossary of Statistical Terms, Unemployed*.
- Jacobs, D., & Kleban, R. (2003). Political institutions, minorities, and punishment : A pooled cross-national analysis of imprisonment rates. *Social Forces*, 82(2), 725-755.
- Jankovic, I. (1977). Labor market and imprisonment. *Crime and Social Justice*, 8, 17-31.
- Jiménez Franco, D. (2016). Mercado-estado-cárcel en la democracia neoliberal española. *Mercado-estado-cárcel en la democracia neoliberal española*, 1-381.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Joo, H.-J., & Yoon, O.-K. (2008). Social context of crime control : A time-series analysis of the Korean case, 1973–2002. *Crime, law and social change*, 50, 375-394.
- Julaud, J.-J. (2020). *L'Histoire de France pour les Nuls, de 1789 à nos jours, poche, 2e éd. edi8*.
- Kensey, A. (2007). *Prison et récidive*. Armand Colin.
- Killias, M. (1986). Power concentration, legitimation crisis and penal severity : A comparative perspective. *Int'l Annals Criminology*, 24, 181.
- Killias, M. (1991). *Précis de criminologie* (Stämpfli).
- Killias, M., Aebi, M. F., & Kuhn, A. (2019). *Précis de criminologie. 4ème éd. Stämpfli*.
- Killias, M., & Grandjean, C. (1986). Chômage et taux d'incarcération : L'exemple de la Suisse de 1890 à 1941. *Déviance et société*, 10(4), 309-322.
- Kim, D.-Y. (2017). Punishment and Economic Inequality : Estimating Short-Term and Long-Term Equilibrium Relationships. *Criminal Justice Policy Review*, 28(7), 641-668.
- Kleck, G., Tark, J., & Bellows, J. J. (2006). *What methods are most frequently used in research in criminology and criminal justice? : Erratum*.
- Koulinkey, A. (2005). *L'étude de la montée des inégalités à partir d'un indicateur de disparités de revenus primairesd : Apports analytiques et méthodologiques. 54ème Congrès de l'AFSE 15, 16 et 17 septembre, Paris*.
- Kovandzic, T. V., & Vieraitis, L. M. (2006). The effect of county-level prison population growth on crime rates. *Criminology & Public Policy*, 5(2), 213-244.
- Kuhn, A. (2000). *Détenus : Combien? pourquoi? que faire? Rapport FNS*.
- Kuma, J. K. (2018). *Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto : Éléments de théorie et pratiques sur logiciels*.
- La Fonderie. (s. d.). *La Révolution Industrielle : Dossier Pédagogique*.

## Bibliographie

Labrousse, E., Romano, R., & Dreyfus, F.-G. (1970). *Le prix du froment en France au temps de la monnaie stable, 1726-1913*. Editions de l'Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales.

Lacey, N. (2008). *The prisoners' dilemma*. Cambridge UK.

Laffargue, B., & Godefroy, T. (1989). Economic cycles and punishment : Unemployment and imprisonment. *Contemporary Crises*, 13(4), 371-404.

Laffargue, B., & Godefroy, T. (1990). La prison républicaine et son environnement économique. Population en prison et marché du travail (1870-1914). *Déviance et société*, 14(1), 39-58.

Lane, R. (1968). Crime and criminal statistics in nineteenth-century Massachusetts. *Journal of Social History*, 156-163.

Lappi-Seppälä, T. (2008). Trust, welfare, and political culture : Explaining differences in national penal policies. *Crime and Justice*, 37(1), 313-387.

Lappi-Seppälä, T. (2010). Causes of prison overcrowding. *paper submitted to the Workshop on Strategies to Reduce Overcrowding in Correctional Facilities, 12th United Nations Congress on Crime Prevention and Criminal Justice, Salvador, Brazil, 12-19*.

Lappi-Seppälä, T. (2011). Explaining imprisonment in Europe. *European journal of Criminology*, 8(4), 303-328.

Leboutte, R., Puissant, J., & Scuto, D. (1998). *Un siècle d'histoire industrielle (1873-1973) : Belgique, Luxembourg, Pays-Bas, industrialisation et sociétés*. FeniXX.

*Les grandes dates du code pénal et du code de procédure pénale*. (s. d.). 2.

Leterrier, S.-A. (2008). Prison et pénitence au XIXe siècle. *Romantisme*, 4, 41-52.

Levitt, S. D. (1996). The effect of prison population size on crime rates : Evidence from prison overcrowding litigation. *The quarterly journal of economics*, 111(2), 319-351.

Levitt, S. D. (2004). Understanding why crime fell in the 1990s: Four factors that explain the decline and six that do not. *Journal of Economic perspectives*, 18(1), 163-190.

Lévy-Leboyer, M. (1968). La croissance économique en France au XIXe siècle. Résultats préliminaires. *Annales*, 23(4), 788-807. <https://doi.org/10.3406/ahess.1968.421960>

Lewis-Beck, M., Bryman, A. E., & Liao, T. F. (2003). *The Sage encyclopedia of social science research methods*. Sage Publications.

Lhomme, J. (1965). Les enseignements théoriques à retirer d'une étude sur les salaires dans la longue période. *Revue économique*, 16(1), 18-61. <https://doi.org/10.3406/reco.1965.407639>

Liedka, R. V., Piehl, A. M., & Useem, B. (2006). The crime-control effect of incarceration : Does scale matter? *Criminology & Public Policy*, 5(2), 245-276.

Lin, Z., & Brannigan, A. (2003). Advances in the analysis of non-stationary time series : An illustration of cointegration and error correction methods in research on crime and immigration. *Quality and Quantity*, 37(2), 151-168.

Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer.

Lynch, M. J. (1999). Beating a dead horse : Is there any basic empirical evidence for the deterrent effect of imprisonment? *Crime, Law and Social Change*, 31(4), 347-362.

Malone, C. A., & King, R. D. (2020). Stressed to the Punishing Point : Economic Insecurity and State Imprisonment Rates. *Social Currents*, 7(6), 491-507.

## Bibliographie

- Marvell, T. B., & Moody, C. E. (1994). Prison population growth and crime reduction. *Journal of Quantitative Criminology*, 10(2), 109-140.
- Marx, K. (1867). *Le capital. Critique de l'économie politique*. Paris: Presses Universitaires de France.
- Mauer, M., & Cole, D. (2011, juin 17). Five myths about incarceration. *The Washington Post*.
- Melossi, D. (1997). Moral Panic Italian Style : Murders, Economy and Imprisonment in Italy, 1863–1994. *Annual Meeting of the American Society of Criminology, San Diego*.
- Melossi, D. (2001). Le crime de la modernité : Sanctions, crime et migration en Italie (1863-1997). *Sociologie et sociétés*, 33(1), 85-106.
- Melossi, D. (2003). Introduction to the Transaction edition. The simple "heuristic maxim" of an "unusual human being". G. Rusche and O. Kirchheimer *Punishment and Social Structure*, pp. ix–xiv. New Brunswick, NJ: Transaction Publishers.
- Melossi, D. (2007). Une criminologie critique modernisatrice? *Déviance et société*, 31(4), 405-419.
- Melossi, D. (2011). Neoliberalism's elective affinities: Penalty, political economy and international relations. *Travels of the criminal question: Cultural embeddedness and diffusion*, 45-64.
- Michotte, P.-L. (1929). L'industrie belge du charbon. *Annales de Géographie*, 38(211), 47-66.
- Mills, T. C. (1990). *Time Series Techniques for Economists*. Cambridge University Press.
- Moitra, S. D. (1986). Crime and imprisonment trends: An analysis by individual crime-types. *International Journal of Comparative and Applied Criminal Justice*, 10(1-2), 95-106.
- Morin, E. (1992). *Method. Towards a study of humankind. Volume 1 : The Nature of nature/Morin Edgar*. New York: Peter Lang.
- Mucchielli, L. (2009). 6. Les homicides dans la France contemporaine (1970-2007) : Évolution, géographie et protagonistes. In *Histoire de l'homicide en Europe* (p. 133-164). La Découverte.
- Mulok, D., Kogid, M., Lily, J., & Asid, R. (2016). The relationship between crime and economic growth in Malaysia : Re-examine using bound test approach. *Malaysian Journal of Business and Economics (MJBE)*.
- Myers, M. A. (1991). Economic conditions and punishment in Postbellum Georgia. *Journal of Quantitative Criminology*, 7, 99-121.
- Myers, M. A., & Massey, J. L. (1991). Race, labor, and punishment in postbellum Georgia. *Social Problems*, 38(2), 267-286.
- Narayan, P. K., & Smyth, R. (2004). Crime rates, male youth unemployment and real income in Australia : Evidence from Granger causality tests. *Applied Economics*, 36(18), 2079-2095.
- Neapolitan, J. L. (2001). An examination of cross-national variation in punitiveness. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 45(6), 691-710.
- Nguyen, H., & Loughran, T. A. (2014). Longitudinal studies in criminology. *Encyclopedia of criminology and criminal justice*, 2960-2968.
- OCDE. (2022). *Production industrielle*. <https://www.oecd-ilibrary.org/content/data/b0e7f650-fr>
- Oliver, P. E. (2012). *Money, education and incarceration*.

## Bibliographie

- Ouimet, M. (2012). L'argent et le sang : Comment la pauvreté et les homicides expliquent les variations du taux d'incarcération dans le monde en 2010. *Revue internationale de criminologie et de police technique et scientifique*, 65(2), 239-263.
- Pass, C., Lowes, B., & Davies, L. (2005). *Collins dictionary of Economics* (4th éd.). Collins.
- Pease, K. (1991). Punishment Demand and Punishment Numbers. In *Policy and Theory in Criminal Justice* (Gottfredson DM and Clarke RV (eds), p. 113-127). Gower.
- Petit, J.-G. (2002). La justice en France, 1789-1939. Une étatisation modèle? *Crime, Histoire & Sociétés/Crime, History & Societies*, 6(1), 85-103.
- Picker, A. D. (2007). *International Economic Indicators and Central Banks*. John Wiley & Sons.
- Plihon, D. (2013). Peut-on comparer les grandes crises de 1873, 1929 et 2008? *Idées économiques et sociales*, 4, 12-15.
- Rahim, R., Ahmar, A. S., & Hidayat, R. (2018). *ICASI 2018: Joint Workshop KO2PI and The 1st International Conference on Advance & Scientific Innovation*. European Alliance for Innovation.
- Ray, J. V. (2020). *Cross-sectional research designs in criminology and criminal justice*. Oxford University Press.
- Rempp, J. (1996). *Experience française des indices de prix à la consommation*. 48.
- Rodríguez-Menés, J., & López-Riba, J. M. (2020). The impact of the 2008 economic crisis on imprisonment in Europe. *European Journal of Criminology*, 17(6), 845-876.
- Rosenbaum, B. B. (1940). Relationship between war and crime in the United States. *Am. Inst. Crim. L. & Criminology*, 30, 722.
- Rosenfeld, R. (2018). Studying crime trends: Normal science and exogenous shocks. *Criminology*, 56(1), 5-26.
- Rusche, G. (1932). *Labor market and penal sanction: Thoughts on the sociology of criminal justice*.
- Rusche, G., & Kirchheimer, O. (1939). *Peine et Structure Sociale*. Paris, Le Cerf.
- Sabol, W. J. (1989). The dynamics of unemployment and imprisonment in England and Wales, 1946-1985. *Journal of Quantitative Criminology*, 5, 147-168.
- Sardar, Z., & Van, B. (2017). Les erreurs statistiques. In *La philosophie des sciences en images* (EDP Sciences).
- Saridakis, G. (2004). Violent crime in the United States of America: A time-series analysis between 1960-2000. *European Journal of Law and Economics*, 18(2), 203-221.
- Saridakis, G., & Spengler, H. (2012). Crime, deterrence and unemployment in Greece : A panel data approach. *The Social Science Journal*, 49(2), 167-174.
- Schissel, B. (1992). The influence of economic factors and social control policy on crime rate changes in Canada, 1962-1988. *Canadian Journal of Sociology/Cahiers canadiens de sociologie*, 405-428.
- Schöller, P. (1948). La transformation économique de la Belgique de 1832 à 1844. *Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review*, 14(3-5), 525-596.
- Serrano Maíllo, A. (2021). *La evolución del encarcelamiento en España (1971-2020) : Un estudio*

## Bibliographie

*de series temporales* (Vol. 19). JM Bosch.

Shahbaz, M., Loganathan, N., Muzaffar, A. T., Ahmed, K., & Jabran, M. A. (2016). How urbanization affects CO2 emissions in Malaysia? The application of STIRPAT model. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 57, 83-93.

Shepard, T. (2006). *The invention of decolonization: The Algerian War and the remaking of France*. Cornell University Press.

Shin, Y. (2017). *Time Series Analysis in the Social Sciences: The Fundamentals* (1<sup>re</sup> éd.). University of California Press.

Shojaie, A., & Fox, E. B. (2022). Granger Causality: A Review and Recent Advances. *Annual Review of Statistics and Its Application*, 9, 289-319.

Siarni-Namini, S., Tavakoli, N., & Namin, A. S. (2018). A comparison of ARIMA and LSTM in forecasting time series. *2018 17th IEEE international conference on machine learning and applications (ICMLA)*, 1394-1401.

Simiand, F. (1900). Essai sur le prix du charbon en France et au XIX siècle. *L'Année sociologique (1896/1897-1924/1925)*, 5, 1-81.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.

Slade, G., Trochev, A., & Piacentini, L. (2022, mars 30). *Unlikely Downsizers: The Prison Service's Role in decarceration in Kazakhstan*. Workshop: Social Analysis of Penalty Across Boundaries.

Sozzo, M. (2017). The renaissance of the political economy of punishment from a comparative perspective. In *The Political Economy of Punishment Today* (p. 37-64). Routledge.

Spelman, W. (2000). What recent studies do (and don't) tell us about imprisonment and crime. *Crime and justice*, 27, 419-494.

Spelman, W. (2008). Specifying the relationship between crime and prisons. *Journal of Quantitative Criminology*, 24(2), 149-178.

Statistiques criminelles de 1831 à 1981. Davido. Séries générales. (2014, septembre 16). Musée Criminocorpus.

Stevens, F., & Tixhon, A. (2014). *L'Histoire de la Belgique, Tome 2 Poche Pour les Nuls* (Edi8 éd.).

Stiglitz, J. (2020). GDP is the wrong tool for measuring what matters. *Scientific American*, 323(2), 24-31.

Sutton, J. R. (2004). The political economy of imprisonment in affluent western democracies, 1960–1990. *American Sociological Review*, 69(2), 170-189.

Sutton, J. R. (2012). Imprisonment and opportunity structures: A Bayesian hierarchical analysis. *European Sociological Review*, 28(1), 12-27.

Tang, C. F. (2009). The linkages among inflation, unemployment and crime rates in Malaysia. *International Journal of Economics and Management*, 3(1), 50-61.

Tcherni-Buzzeo, M. (2019). The "great American crime decline": Possible explanations. In *Handbook on crime and deviance* (p. 309-335). Springer.

Tensaout, M. (2000). Estimation des effets de court terme et de long terme des décisions marketing: Les modèles VAR, la modélisation ECM et la théorie de la cointégration. *Recherche et Applications en Marketing (French Edition)*, 15(2), 59-79.

## Bibliographie

- Thirumalai, C., Chandhini, S. A., & Vaishnavi, M. (2017). Analysing the concrete compressive strength using Pearson and Spearman. *2017 international conference of Electronics, Communication and Aerospace Technology (iCECA)*, 2, 215-218.
- Thome, H. (2014). Cointegration and error correction modelling in time-series analysis : A brief Introduction. *International Journal of Conflict and Violence (IJCV)*, 8(2), 199-208.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tonry, M. (1999). Why are US incarceration rates so high? *Crime & Delinquency*, 45(4), 419-437.
- Torruam, J. T., & Abur, C. (2014). The relationship between unemployment, inflation and crime : An application of cointegration and causality analysis in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(4), 131-137.
- Tournier, P. V. (1990). *Prison Information Bulletin*. Council of Europe.
- Tournier, P. V. (1991). *Prison Information Bulletin*. Council of Europe.
- Tournier, P. V. (1992). *Prison Information Bulletin*. Council of Europe.
- Travis, J., Western, B., & Redburn, F. S. (2014). *The growth of incarceration in the United States : Exploring causes and consequences*.
- Türk, P. (2009). Le droit de grâce présidentiel à l'issue de la révision du 23 juillet 2008. *Revue française de droit constitutionnel*, 79(3), 513-542.
- Udovičić, M., Baždarić, K., Bilić-Zulle, L., & Petrovečki, M. (2007). What we need to know when calculating the coefficient of correlation? *Biochemia Medica*, 17(1), 10-15.
- Ullah, A., Qingxiang, Y., Ali, Z., & Anees, M. (2018). Terrorism in India as a Determinant of Terrorism in Pakistan. *Asian Journal of Criminology*, 13(1), 57-77.
- Vandermotten, C. (1985). La production de l'espace industriel belge : 1846-1984. *Hommes et terres du Nord Lille*, 2, 100-109.
- Vanneste, C. (2001). *Les chiffres des prisons Des logiques économiques à leur traduction pénale*. L'Harmattan.
- Vanneste, C. (2013). Pénalité et inégalité : Nouvelle actualité des rapports entre pénalité et économie. L'exemple de la Belgique. *Criminologie, politique criminelle et droit pénal dans une perspective internationale. Mélanges en l'honneur de Martin Killias à l'occasion de son 65e anniversaire*, 689-711.
- Vanneste, C. (2017). From one recession to another: The lessons of a long-term political economy of punishment. The example of Belgium (1830–2014). In *The Political Economy of Punishment Today* (p. 107-136). Routledge.
- Vanneste, C. (2021). Inequality and penalty: The hidden side of a complex relationship. *European Journal of Criminology*, 14773708211028180.
- Vigour, C. (2004). Réformer la justice en Europe : Analyse comparée des cas de la Belgique, de la France et de l'Italie. *Droit et société*, 56, 291-325.
- Vouin, R. (1970). The role of the prosecutor in French criminal trials. *The American Journal of Comparative Law*, 18(3), 483-497.
- Walker, S. (2011). *Sense and nonsense about crime and drugs: A policy guide* (7th ed.). Wadsworth Publishing Company.

## Bibliographie

- Wallace, D. (1981). The political economy of incarceration trends in late US capitalism : 1971-1977. *Insurgent Sociologist*, 11(1), 59-65.
- Wan, W.-Y., Moffatt, S., Jones, C., & Weatherburn, D. (2012). The effect of arrest and imprisonment on crime. *Crime and Justice Bulletin*, 158, 1-20.
- Wankel, C. (2009). *Encyclopedia of Business in Today's World*. Sage Publications.
- Western, B., & Beckett, K. (1999). How unregulated is the US labor market? The penal system as a labor market institution. *American Journal of Sociology*, 104(4), 1030-1060.
- Western, B., Kleykamp, M., & Rosenfeld, J. (2006a). Did falling wages and employment increase US imprisonment? *Social Forces*, 84(4), 2291-2311.
- Western, B., Kleykamp, M., & Rosenfeld, J. (2006b). Economic inequality and the rise in US imprisonment. *Social Forces*, 84(4), 2291-2301.
- Wibail, A. (1933). L'évolution économique de la sidérurgie belge de 1830 à 1913. *Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review*, 5(1), 31-61.
- Wilkins, L. T. (1975). Treatment of offenders : Patuxent examined. *Rutgers L. Rev.*, 29, 1102.
- Witt, R., & Witte, A. (2000). Crime, prison, and female labor supply. *Journal of Quantitative Criminology*, 16(1), 69-85.
- Worrall, J. L., & Pratt, T. C. (2004). Estimation issues associated with time-series-cross-section analysis in criminology. *W. Criminology Rev.*, 5, 35.
- Yeager, M. G. (1979). Unemployment and imprisonment. *J. Crim. L. & Criminology*, 70, 586.
- Zhu, B., & Chevallier, J. (2017). Carbon price forecasting with a hybrid Arima and least squares support vector machines methodology. In *Pricing and forecasting carbon markets* (p. 87-107). Springer.
- Zimring, W. D. S. F. E. (2006). *The great American crime decline*. Oxford University Press, USA.



## ANNEXES

## Annexe A. Source des données

Tableau Annexe A-1 : Sources des données françaises

Variable		Source (s)	Spécificité des données
<b>Activité des parquets</b>	Affaires traitées	Compte Général Annuaire statistique de la France Annuaire statistique de la justice	– Série temporelle : 1831-2018 – Données interpolées : 1914-1918
	Affaires poursuivies	Références statistiques de la justice	Série temporelle : 1831-2018 Données interpolées : 1914-1918 ; 1982-1987
<b>Activité des tribunaux correctionnels</b>	Prévenus jugés	Compte Général Annuaire statistique de la France Annuaire statistique de la justice Références statistiques de la justice	– Série temporelle : 1831-2018 – Données interpolées : 1842, 1848, 1850, 1939, 1991, 2000, 2001, 2011-2013.
<b>Activité des cours d'assises</b>	Accusés jugés	Compte Général Annuaire statistique de la France Annuaire statistique de la justice Références statistiques de la justice	– Série temporelle : 1831-2019 – Données interpolées : 1914-1918
<b>Populations pénitentiaires</b>	Stock de détenus	Barré (1986) SPACE I	– Série temporelle : 1831-2019 – Données interpolées : 1940-1945
<b>Variables économiques</b>	Production Industrielle	1831-1913 : Lévy-Leboyer (1968) 1955-2019 : OCDE	Base 100 en 1890 Base 100 en 2015
	Prix du froment	Labrousse et al. (1970)	Série temporelle : 1831-1913
	Prix du charbon	Simiand (1900)	Série temporelle : 1831-1913
	Prix de la fonte	Annuaire statistique de la France	Série temporelle : 1831-1911
	Pouvoir d'achat	1831-1938 : Originellement publiées dans l'ouvrage de Jürgen, les données ont été reprises de l'ouvrage de Lhomme (1965) 1960-2010 : INSEE	– Base 100 en 1900 – Données interpolées : 1914-1918 Base 100 en 2010
	% de personnes sans emploi	Calculé en fonction des données disponibles sur l'INSEE	– Série temporelle : 1894-2019 – Données interpolées : 1914-1918 ; 1940-1945
	PIB	The Madison Project Database	Série temporelle : 1831-2019
	Inflation	Les données ont été calculées sur la base de l'indice des prix à la consommation dont les données proviennent de Villa (1997) (base 1=1938) et de la Banque mondiale (base 100=2010)	Série temporelle : 1915-2019 ;
	Coefficient de Gini	World Bank Areppim : compilation de données récoltées sur <i>World Bank</i> et de la <i>World Income Inequality Database</i> issues d'enquêtes auprès des ménages	– Série temporelle : 1962-2019 – Des estimations ont été faites pour combler quelques données manquantes (voir chapitre IV)

**Tableau Annexe A-2 : Sources des données belges**

Variable		Source (s)	Spécificité des données
<b>Activité des parquets</b>	Affaires entrées	Vanneste (2001) La Justice en Chiffres	– Série temporelle : 1836-2019 – Données interpolées : 1871-1874 ; 1917-1918 – Données manquantes : 1831-1835 ; 1995-2005
	Affaires poursuivies		Série temporelle : 1836-1994 – Données interpolées : 1871-1874 ; 1917-1918 – Données manquantes : 1831-1835 ; 1995-2019
<b>Activité des tribunaux correctionnels</b>	Prévenus jugés	Vanneste (2001)	– Série temporelle : 1831-1983 – Données interpolées : 1914, 1917, 1918 – Données manquantes ; 1984-2019
<b>Activité des cours d'assises</b>	Accusés jugés	Vanneste (2001)	– Série temporelle : 1831-1992 – Données interpolées : 1914, 1917, 1918 – Données manquantes ; 1993-2019
<b>Populations pénitentiaires</b>	Stock de détenus	Vanneste (2001) SPACE I	– Série temporelle : 1831-2019 – Données interpolées : 1917, 1918, 1944, 1945
<b>Variables économiques</b>	Production Industrielle	Vanneste (2001)	Série temporelle : 1840-1939
	Prix du froment	Vanneste (2001)	Série temporelle : 1831-1913
	Prix du charbon	Vanneste (2001)	Série temporelle : 1831-1913
	Prix de la fonte	Vanneste (2001)	Série temporelle : 1831-1913
	Pouvoir d'achat	Vanneste (2001)	Série temporelle : 1846-1939
	% de personnes sans emploi	Calculé en fonction des données disponibles sur StabBel	Série temporelle : 1983-2019
	PIB	The Madison Project Database	Série temporelle : 1846-2019
	Inflation	Les données ont été calculées sur la base de l'indice des prix à la consommation dont les données proviennent de Vanneste (2001) et StabBel (Base 100=1914)	– Série temporelle : 1836-2019 ; – Données interpolées : 1941-1947
	Coefficient de Gini	World Bank Areppim : compilation de données récoltées sur <i>World Bank</i> et de la <i>World Income Inequality Database</i> issues d'enquêtes auprès des ménages	– Série temporelle : 1969-2019 – Des estimations ont été faites pour combler quelques données manquantes (voir chapitre IV)

## Annexe B. Le processus d'homogénéisation des données françaises

Comme nous l'avons vu dans le Chapitre IV, plusieurs ajustements ont dû être faits pour garantir la cohérence des données à travers le temps, notamment en ce qui concerne l'activité des parquets, des tribunaux correctionnels et des cours d'assises ainsi que les populations pénitentiaires.

### L'activité des parquets

Les données concernant l'activité des parquets entre 1831 et 2019 sont issues de sources différentes. À l'époque où ces données étaient publiées dans le Compte Général (entre 1831 et 1981), l'activité des parquets se traduisait par l'ensemble des plaintes, dénonciations et procès-verbaux concernant les délits, les crimes et les contraventions, orientés pendant l'année, y compris les affaires non orientées au 31 décembre de ladite année. Pour ce qui est des contraventions, il existait jusqu'en 1957 quatre classes de contraventions<sup>53</sup> qui étaient de la compétence des officiers du ministère public. En 1958, une cinquième classe vient s'ajouter aux quatre premières : les contraventions de 5<sup>e</sup> classe<sup>54</sup>. Si les quatre premières classes de contraventions sont de la compétence des officiers du ministère public, cette cinquième classe est poursuivie par les tribunaux de police et est donc de la compétence du ministère public lui-même (non pas des officiers). Jusqu'en 1978, aucune différence n'est faite en ce qui concerne l'activité du ministère public et l'activité des officiers du ministère public, par conséquent on se retrouve avec des données qui incluent non seulement les contraventions de 5<sup>e</sup> classe, mais aussi celles de 1<sup>re</sup>, 2<sup>e</sup>, 3<sup>e</sup> et 4<sup>e</sup> classe. Nous avons donc choisi de présenter cette variable en incluant l'ensemble des contraventions sur l'entièreté de la période.

À partir de 1986, les données sont publiées dans l'Annuaire Statistique de la France, où l'on retrouve les informations concernant cette variable en deux catégories différentes : les plaintes dénonciations et procès-verbaux orientés pendant l'année en cours par (1) ministère public et (2) les officiers du ministère public. Les données ont été ajoutées dans un souci de cohérence. Un autre problème concernant ces données est relatif au focus de l'affaire. Si entre 1831 et 1990 le focus est placé sur l'orientation de l'affaire, entre 1991 et 1995, ce sont les (nouvelles) affaires reçues dans l'année qui sont retenues. Ceci pose deux problèmes : le premier est relatif aux affaires non orientées au 31 décembre de l'année précédente, qui ne sont donc plus comptabilisées ; et le deuxième concerne les affaires non orientées au 31 décembre de l'année en cours, qui sont, à partir de 1991, prises en considération. À partir de 1996, nous avons des informations concernant non seulement les affaires reçues dans l'année, mais également

---

<sup>53</sup> Les contraventions de 1<sup>ère</sup>, 2<sup>ème</sup>, 3<sup>ème</sup> et 4<sup>ème</sup> classe sont en grande partie sanctionnées d'amendes forfaitaires. Les amendes sont uniquement prévues pour les contraventions des quatre premières classes (et certains délits) et varient en fonction de la date de paiement et de la classe de l'infraction.

<sup>54</sup> Les contraventions de 5<sup>ème</sup> classe correspondent à la catégorie la plus grave des contraventions et, au contraire des quatre premières, ne sont pas sanctionnées d'amendes forfaitaires. Les sanctions administratives et financière de cette classe de contraventions sont plus lourdes que celles prévues pour les quatre premières classes.

celles effectivement orientées cette même année. Dans le but de garder la cohérence des données, nous avons procédé à une estimation de la proportion des affaires orientées par le ministère public et par les officiers du ministère public entre 1991 et 1995 sur la base du pourcentage moyen d'affaires orientées par le ministère public par rapport à l'ensemble des affaires reçues par le ministère public entre 1996 et 2018.

### **L'activité des cours d'assises**

La variable relative aux accusés jugés par les cours d'assises concerne les personnes, majeures ou mineures, jugées par les cours d'assises pendant l'année en cours. Pendant certaines années, cette variable ne figure pas dans les statistiques, qui ne présentent que des informations concernant les personnes condamnées. Nous avons donc procédé à une estimation de leur proportion entre 1953 et 1955 et entre 1982 et 1989<sup>55</sup> en s'appuyant sur le pourcentage moyen de condamnées parmi l'ensemble des accusées (calculée sur la base des données disponibles pour les deux catégories pour les restantes années). Les données concernant 1991 ont, quant à elles, été interpolées.

De 1831 à 1952, seuls les accusés jugés contradictoirement sont inclus, les accusés jugés par contumace n'étant pas considérés. Cependant, ceci ne devrait pas poser de problème majeur pour la présente recherche étant donné que la part des accusés jugés par contumace est faible (selon les informations retrouvées dans la base de données DAVIDO). Entre 2000 et 2003, les données correspondent à la somme des personnes condamnées et des personnes acquittées par les cours d'assises.

Jusqu'en 1952, les données font référence au nombre de condamnées, alors qu'à partir de 1953 elles sont relatives au nombre de condamnations. Si à première vue il semble que l'unité de mesure ait changé, il s'avère qu'il n'y a eu qu'un changement du nom de la variable, qui n'implique aucune modification de contenu, étant donné que les comptages concernant des personnes visent en fait les décisions-personne sans éliminer les implications multiples d'un individu dans l'année (Statistiques criminelles de 1831 à 1981. Davido. Séries générales, 2014). Ce changement d'intitulé a également eu lieu au niveau de la ventilation des condamnations prononcées selon la peine dont le contenu est aussi resté inchangé.

Jusqu'en 1975, seuls les arrêts contradictoires sont pris en considération, à l'exception de l'année 1961. Cette année-là, et à partir de 1976, les condamnations par contumace sont elles aussi incluses. Finalement, jusqu'en 1952, les mineurs appartenant à la catégorie « enfants à retenir dans une maison de correction » sont inclus dans les données originales, cependant,

---

<sup>55</sup> Aucune estimation n'a été menée pour les années référents aux deux grandes guerres, un contexte particulier dont aucune estimation saurait tenir compte. Nous avons donc préféré ne pas présenter de données.

afin de garantir la cohérence interne de cette variable au fil du temps, nous avons exclu l'ensemble des mineurs<sup>56</sup> de la série.

### **L'activité des tribunaux correctionnels**

Pour ce qui est de l'ensemble des accusés jugés par les tribunaux correctionnels, entre 1982 et 1989, la seule information concernant les jugements des tribunaux correctionnels est relative à l'ensemble des condamnés. De ce fait, nous avons procédé à une estimation du nombre de prévenus sur la base de la proportion moyenne du nombre de condamnés sur l'ensemble des accusés pour toutes les années pour lesquelles cette information est disponible. Finalement, entre 1990 et 1999, les données correspondent à la somme des personnes condamnées et des personnes relaxées.

---

<sup>56</sup> Le nombre d'enfants de moins de 16 ans envoyés en maison de correction et le nombre d'accusés mineurs déclarés coupables mais sans discernement ayant été remis à leur parents ne sont ainsi pas inclus dans la série.

## Annexe C. Analyses statistiques détaillées concernant le lien entre criminalité, économie et détention en France dans le contexte de la première période d'analyse (1931-1951)

### SECTION 1 : CRIMINALITÉ ET EMPRISONNEMENT

#### 1.1. Activité des parquets et population détenue

L'analyse de racine unitaire, dont les résultats sont présentés dans le Tableau\_Annexe C-1, indique que les variables sont toutes intégrées d'ordre 1, ce qui permet d'analyser les relations de cointégration entre la population détenue et l'activité des parquets. Pour ces analyses, le décalage optimal a été fixé à 1<sup>57</sup> (Tableau\_Annexe C-2).

L'analyse des relations de cointégration à travers le test de Johansen indique qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre la population enfermée et l'activité des parquets en France entre 1831 et 1851 (Tableau\_Annexe C-3). Les résultats du test de causalité basé sur la procédure de Toda-Yamamoto vont dans le même sens étant donné qu'il n'existe aucune relation de causalité (au sens de Granger) entre la population détenue et l'activité des parquets (Tableau\_Annexe C-4), malgré l'existence d'une corrélation ( $\rho$ ) statistique positive de forte intensité entre les variables, indépendamment de la variable considérée ( $\rho=0.682$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe C-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)activité des parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.16 (0.67)	-5.01* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.23 (0.45)	-4.86* (0.01)
(ln)taux d'affaires traitées par les parquets	Dérive	0.25 (0.97)	-5.09* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.79 (0.06)	-4.92* (0.05)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	Dérive	0.68 (0.99)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.95 (0.06)	-5.92* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

<sup>57</sup> L'analyse des résidus indique qu'un décalage est suffisant pour capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables.

**Tableau\_Annexe C-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2.64e-08	-8.94	-8.79	-8.93
1	57.35*	7.06e-10	-12.59	-12.01	-12.56
2	16.76	3.95e-10	-13.33	-12.31	-13.28
3	7.19	5.82e-10	-13.40	-11.95	-13.33
4	11.27	1.51e-10*	-16.03	-14.14	-15.94
5	0.00	NA	-129.25*	-126.93*	-129.13*

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe C-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			λ-max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	0.71	28.58	0.07	23.52	23.52	0.06
r ≤ 1	0.23	5.06	0.80	4.88	14.26	0.76
r ≤ 2	0.01	0.17	0.68	0.17	3.84	0.07

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe C-4 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées		
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'affaires traitées par les parquets	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
(ln)taux de détenus		0.26 (0.61)	0.06 (0.80)
(ln)taux d'affaires traitées par les parquets	0.10 (0.75)		7.00 (0.01)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	0.02 (0.88)	9.63 (0.00)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## 1.2. Activité des tribunaux correctionnels et population détenue

Lorsque la stationnarité des variables est analysée (Tableau\_Annexe C-5), nous constatons que les variables ne sont pas intégrées de même ordre, ce qui nous pousse à stationnariser le taux de détenus pour 100'000 habitants, qui est intégré d'ordre 1. Le Tableau\_Annexe C-6 permet de constater qu'une fois le processus de stationnarisation achevé, les variables sont, en effet, stationnaires, ce qui permet de poursuivre l'analyse en considérant le modèle VAR, avec un décalage optimal fixé à 1 (Tableau\_Annexe C-7). Les résultats de ce modèle sont présentés dans le Tableau\_Annexe C-8.

Nous pouvons voir que la seule relation statistiquement significative est celui entre le décalage d'une année du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants sur lui-même. En d'autres mots, la valeur du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants au moment  $z-1$  aura un impact sur ce même taux au moment  $z$  entre 1831 et 1851. L'activité des tribunaux correctionnels ne présente ainsi aucune relation statistique significative avec la population détenue à long terme. Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) et de l'analyse de corrélation ( $\rho$ ) vont dans la même direction puisqu'aucune relation de causalité (au sens de Granger) (Tableau\_Annexe C-9) ou corrélation ( $\rho=0.151$ ,  $p=0.52$ ) n'est détectée entre les variables.

À court terme, une hausse du (ln)taux de prévenus pour 100'000 habitants par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants est positivement liée en termes statistiques au (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) (Figure\_Annexe C-1). En analysant la décomposition de la variance on constate que 3.1 % de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) deux ans après l'application d'un choc sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants est expliqué par ce dernier (Tableau\_Annexe C-10).

**Tableau\_Annexe C-5 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le cadre de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.16 (0.67)	-5.01* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.23 (0.45)	-4.86* (0.01)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-3.45* (0.02)	-2.98 (0.06)
	Dérive et tendance	-3.75* (0.04)	-2.96 (0.17)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.



**Tableau\_Annexe C-6 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-5.01* (0.00)	-5.30* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.86* (0.01)	-5.07* (0.01)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-3.45* (0.02)	-2.98 (0.06)
	Dérive et tendance	-3.75* (0.04)	-2.96 (0.17)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe C-7 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100,000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA*	7.68 <sup>e-06</sup>	-6.10	-6.01*	-6.10
1	7.36	7.16 <sup>e-06</sup> *	-6.18*	-5.90	-6.18*
2	0.69	1.19 <sup>e-05</sup>	-5.72	-5.24	-5.72
3	1.47	1.87 <sup>e-05</sup>	-5.37	-4.71	-5.37
4	3.15	2.34 <sup>e-05</sup>	-5.37	-4.51	-5.37
5	2.70	3.15 <sup>e-05</sup>	-5.50	-4.46	-5.51

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe C-8 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**

	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	D[(ln)taux de détenus]
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels (-1)	0.55	0.11
(Erreur standard)	(0.19)	(0.13)
[statistique t]	[2.91]	[0.89]
D[(ln)taux de détenus](-1)	-1.14	-0.16
(Erreur standard)	(0.34)	(0.24)
[statistique t]	[-0.41]	[-0.71]
C	2.86	-0.73
(Erreur standard)	(1.19)	(0.84)
[statistique t]	[2.40]	[-0.88]

Sfgafgdadfgadfg

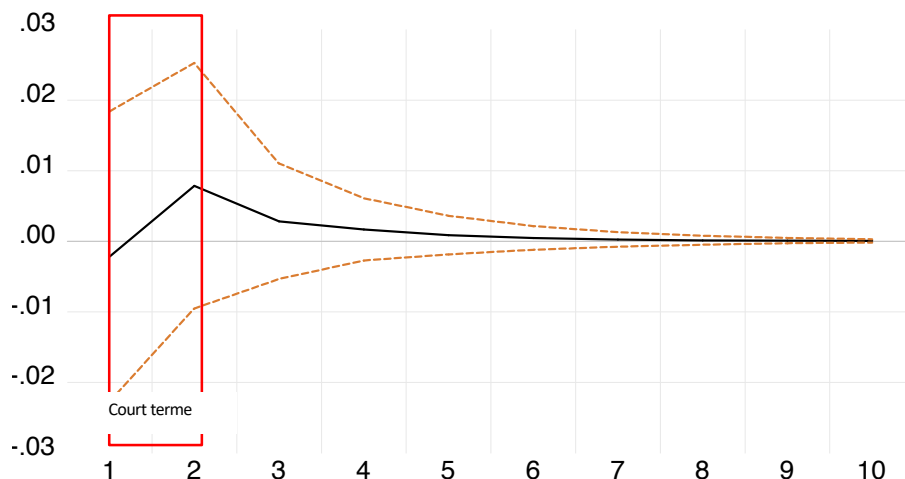
Adfgadfbgadb

**Tableau\_Annexe C-9 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
D[(ln)taux de détenus]		0.79 (0.38)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	0.17 (0.68)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe C-1 : Réponse du taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) après un choc provoqué sur le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**



**Note** : Graphique exporté du logiciel Eviews

**Tableau\_Annexe C-10 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels par 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la première période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
1	0.07	99.77	0.23
2	0.07	96.88	3.12
3	0.07	96.52	3.48
4	0.07	95.39	3.60
5	0.07	96.36	3.64
6	0.07	96.35	3.65
7	0.07	96.35	3.65
8	0.07	96.35	3.65
9	0.07	96.35	3.65
10	0.07	96.35	3.65

### 1.3. Activité des cours d'assises et population détenue

L'analyse de la racine unitaire permet de constater que les deux variables sont intégrées d'ordre 1 (Tableau\_Annexe C-11). Afin d'étudier l'existence d'une relation de cointégration entre l'activité des cours d'assises et de la population détenue, le décalage optimal a été fixé à 4 en fonction de l'analyse des critères d'informations (Tableau\_Annexe C-12).

Les résultats de l'analyse de cointégration sont présentés dans le Tableau\_Annexe C-13, où nous pouvons voir qu'il existe effectivement une relation de cointégration entre l'activité des cours d'assises et la population pénitentiaire en France pendant la première période, relation qui est négative puisque le coefficient de cointégration normalisé est positif.

Les résultats de l'analyse de la relation de causalité (au sens de Granger) entre les deux variables vont dans le même sens en indiquant l'existence d'une relation bidirectionnelle entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises (Tableau\_Annexe C-14).

Pour analyser les dynamiques entre les variables, deux modèles VECM ont été estimés en considérant, dans le premier modèle, la population pénitentiaire comme variable dépendante et, dans le second, comme variable indépendante (étant donné que l'analyse de causalité à travers la procédure de Toda-Yamamoto a indiqué l'existence d'une relation bidirectionnelle entre les deux variables). Il s'avère que le coefficient relatif à la vitesse d'ajustement du modèle est uniquement statistiquement significatif quand on considère l'activité des cours d'assises comme variable dépendante, ce qui implique qu'il n'y a pas de convergence à long terme entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants quand celui-ci assume le rôle de

variable indépendante. Néanmoins, étant donné que la vitesse d'ajustement —  $C(1)$  — ne se situe pas entre 0 (zéro) et -1 nous concluons qu'il n'existe pas de relation à court terme entre les variables puisqu'elles ne convergent pas à long terme, que l'on prenne l'activité des cours d'assises ou la population pénitentiaire comme variable dépendante (Tableau\_Annexe C-15 et Tableau\_Annexe C-16 respectivement). À court terme, les résultats de l'analyse confirment l'inexistence d'une dynamique d'évolution entre les variables.

Le Tableau\_Annexe C-17 et la Figure\_Annexe C-2 concernent les tests de diagnostic pour vérifier la robustesse et stabilité du modèle. Au niveau du Tableau\_Annexe C-17, nous constatons que le seuil de significativité est supérieur à 5 % ce qui nous conduit à la corroboration de l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de corrélation sérielle entre nos variables. L'analyse de la Figure\_Annexe C-2 permet de conclure que le modèle est stable étant donné que le tracé CUSUM (ligne bleue) se situe à l'intérieur du seuil de significativité fixé à 5 % (ligne orange pointillée).

Finalement, il existe une corrélation statistique négative d'intensité modérée ( $\rho = -0.577$ ,  $p < 0.01$ ) entre l'activité des cours d'assises telle que mesurée par le taux d'accusés jugés par ces instances pour 100'000 habitants et le taux de détenus pour 100'000 habitants en France pendant la première période, ce qui indique que toute augmentation/diminution enregistrée au niveau d'une variable est suivie d'une baisse/hausse de l'autre.

**Tableau\_Annexe C-11 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.16 (0.67)	-5.01* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.23 (0.45)	-4.86* (0.01)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	Dérive	-2.60 (0.11)	-4.98* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.38 (0.08)	-4.81* (0.01)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe C-12 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2.61e-05	-4.88	-4.78	-4.87
1	19.17	9.92e-06	-5.85	-5.56	-5.84
2	2.90	1.30e-06	-5.62	-5.14	-5.59
3	10.87	6.96e-06	-6.33	-5.65	-6.29
4	10.02*	3.25e-06*	-7.26	-6.39*	-7.21
5	3.33	3.82e-06	-7.42*	-6.36	-7.37*

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe C-13 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en France dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5%)	Prob.*	Statistique	C (5%)	Prob.*
r=0	30.40	25.87	0.01	24.03	19.39	0.01
r ≤ 1	6.36	12.52	0.42	6.36	12.52	0.42

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe C-14 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises
(ln)taux de détenus		10.01 (0.04)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	24.52 (0.00)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Tableau\_Annexe C-15 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (v.d.) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (v.i.) en France dans le contexte de la première période**

Variable	Coefficient	Erreur standard	Statistique t	Prob.
C(1)	0.86	1.15	0.74	0.49
C(2)	-0.27	0.77	-0.36	0.73
C(3)	-1.27	1.48	-0.86	0.42
C(4)	-0.51	1.10	-0.47	0.66
C(5)	-0.49	1.04	-0.47	0.65
C(6)	-0.15	0.79	-0.19	0.85
C(7)	-0.59	0.83	-0.72	0.50
C(8)	0.19	0.37	0.51	0.63
C(9)	0.04	0.43	0.10	0.93
C(10)	-0.38	0.52	-0.72	0.50

**Tableau\_Annexe C-16 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (v.i.) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (v.d.) en France dans le contexte de la première période**

Variable	Coefficient	Erreur standard	Statistique t	Prob.
C(11)	-3.81	1.19	-3.20	0.02
C(12)	3.30	0.79	4.156	0.01
C(13)	3.871	1.53	2.54	0.04
C(14)	3.92	1.14	3.45	0.01
C(15)	0.39	1.071	0.37	0.73
C(16)	2.22	0.81	2.73	0.03
C(17)	1.34	0.85	1.57	0.17
C(18)	0.61	0.38	1.63	0.15
C(19)	-0.71	0.44	-1.60	0.16
C(20)	1.72	0.54	3.17	0.02

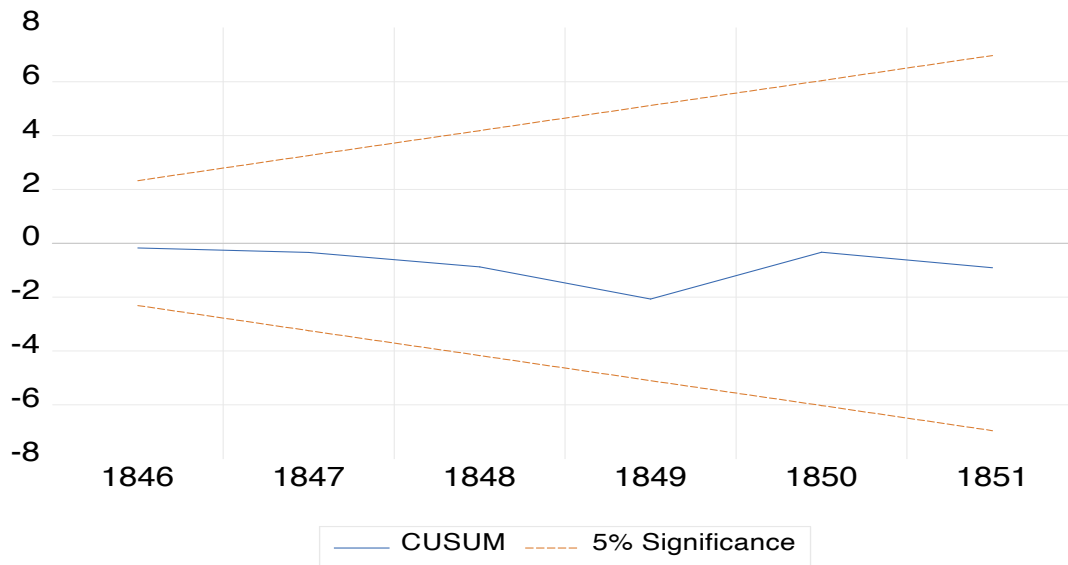
**Tableau\_Annexe C-17 : Résultats du test Wald relatif à la relation à court terme entre la population détenue et l'activité des cours d'assises en France dans le contexte de la première période**

Test Wald	Valeur	Df	Prob.
Statistique F	0.65	(5, 6)	0.67
Chi <sup>2</sup>	3.25	5	0.66

**Tableau\_Annexe C-18 : Résultats du test de diagnostic de corrélation sérielle Breusch-Godfrey en considérant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln) taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**

Test Breusch-Godfrey	Valeur	Prob.
Statistique F	0.37	0.82
Chi <sup>2</sup>	6.78	0.25

**Figure\_Annexe C-2 : Résultats de l'analyse de la stabilité dynamique du modèle VECM intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la première période**



**Note :** Graphique exporté de Eviews

## SECTION 2 : ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT

### 2.1 Prix du froment et population détenue

Les résultats du test ADF, présentés dans le Tableau\_Annexe C-19 permettent de constater que les deux variables sont intégrées d'ordre 1. Le décalage optimal est fixé à 1, en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe C-20).

Le Tableau\_Annexe C-21 intègre les résultats de l'analyse de cointégration, résultats qui indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables. Nous constatons aussi qu'il n'existe non plus de relation de causalité (au sens de Granger) (Tableau\_Annexe C-22) ou de corrélation qui soit statistiquement significative ( $\rho=0.107$  ;  $p=0.64$ ).

**Tableau\_Annexe C-19 : Résultats du test ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.16 (0.67)	-5.01* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.23 (0.45)	-4.86* (0.01)
(ln)prix du froment	Dérive	-2.05 (0.27)	-4.04* (0.01)
	Dérive et tendance	-1.99 (0.57)	-43.93* (0.03)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe C-20 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.82	-2.72	-2.81
1	22.65*	6.57 <sup>-05</sup> *	-3.96	-3.67*	-3.93
2	5.96	6.58 <sup>-05</sup>	-3.99*	-3.50	-3.94*
3	1.05	0.00	-3.62	-2.94	-3.55
4	6.36	8.41 <sup>-05</sup>	-3.95	-3.07	-3.86

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.



**Tableau\_Annexe C-21 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	13.41	15.49	0.10	12.08	14.26	0.11
r ≤ 1	1.33	3.84	0.25	1.33	3.84	0.25

\*MacKinnon-Haug – Michéris (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe C-22 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln) taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln) prix du froment basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix du froment
(ln)taux de détenus		1.07 (0.30)
(ln)prix du froment	0.31 (0.58)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## 2.2 Prix du charbon et population détenue

L'analyse de racine unitaire indique que les deux variables sont intégrées de même ordre (Tableau\_Annexe C-23). Le décalage optimal est fixé à 1 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe C-24).

Les résultats de l'analyse de cointégration, affichés dans le Tableau\_Annexe C-25, suggèrent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon en France pendant la première période. De même, les résultats de la procédure de Toda-Yamamoto indiquent que les variables ne sont pas causalement liées au sens de Granger (Tableau\_Annexe C-26). Finalement, les deux variables ne sont pas non plus corrélées de manière statistiquement significative ( $\rho = -0.347$ ,  $p = 0.123$ ).

**Tableau\_Annexe C-23 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln) taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.16 (0.67)	-5.01* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.23 (0.45)	-4.86* (0.01)
(ln)prix du charbon	Dérive	-3.11 (0.06)	-5.71* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.03 (0.15)	-5.58* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe C-24 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	3.11e-06	-7.01	-6.91	-7.00
1	14.67*	1.67e-06*	-7.64*	-7.35*	-7.62*
2	3.23	2.13e-06	-7.43	-6.95	-7.40
3	0.66	3.54e-06	-7.00	-6.32	-6.97
4	3.26	4.35e-06	-6.97	-6.10	-6.92
5	3.64	4.80e-06	-7.19	-6.13	-7.14

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe C-25 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	10.10	15.49	0.27	8.67	14.26	0.31
r ≤ 1	1.42	3.84	0.23	1.42	3.841	0.23

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe C-26 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix du charbon
(ln)taux de détenus		0.00 (0.98)
(ln)prix du charbon	3.67 (0.06)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

### 2.3 Prix de la fonte et population détenue

En analysant l'ordre d'intégration des deux variables (Tableau\_Annexe C-27) nous constatons que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte sont intégrés d'ordre 1. Afin d'étudier l'existence d'une relation de cointégration, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe C-28).

Les résultats du test Johansen indiquent que le prix de la fonte n'est pas cointégré à la population détenue (Tableau\_Annexe C-29). En termes de causalité (au sens de Granger), le constat est le même, il n'existe pas de relation de causalité entre les variables pendant la période 1 (Tableau\_Annexe C-30), malgré l'existence d'une corrélation négative statistiquement significative et de forte intensité entre elles ( $\rho = -0.722$ ,  $p < 0.01$ ).

**Tableau\_Annexe C-27 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.16 (0.67)	-5.01* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.23 (0.45)	-4.86* (0.01)
(ln)prix de la fonte	Dérive	-1.39 (0.56)	-4.31* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.21 (0.46)	-4.18* (0.02)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe C-28 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4.34e-05	-4.37	-4.27	-4.36
1	17.09*	1.94e-05*	-5.18*	-4.89*	-5.17*
2	2.66	2.60e-05	-4.93	-4.44	-4.90
3	2.09	3.69e-05	-4.66	-3.98	-4.62
4	4.41	3.84e-05	-4.79	-3.92	-4.74
5	4.00	3.94e-05	-5.09	-4.03	-5.03

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe C-29 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5%)	Prob.*	Statistique	C (5%)	Prob.*
r=0	15.20	15.49	0.06	13.99	14.26	0.06
r ≤ 1	1.21	3.84	0.27	1.21	3.84	0.27

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe C-30 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix de la fonte
(ln)taux de détenus		1.97 (0.37)
(ln)prix de la fonte	3.72 (0.16)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## 2.4 Pouvoir d'achat et population détenue

Puisque les deux variables sont intégrées d'ordre 1 (Tableau\_Annexe C-31), l'existence d'une relation de cointégration peut être analysée après avoir fixé le décalage à 1 (Tableau\_Annexe C-32). Les résultats de cette analyse sont affichés dans le Tableau\_Annexe C-33 et indiquent l'absence d'une telle relation. Relativement à l'existence d'une relation de causalité (au sens

de Granger), il s'avère que ces deux variables ne sont pas liées par une relation causale (Tableau\_Annexe C-34). Le pouvoir d'achat et la population détenue ne présentent d'ailleurs non plus de corrélation statistiquement significative ( $\rho = -0.296$ ,  $p = 0.93$ ).

**Tableau\_Annexe C-31 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.16 (0.67)	-5.01* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.23 (0.45)	-4.86* (0.01)
(ln)pouvoir d'achat	Dérive	-2.02 (0.28)	-3.75* (0.01)
	Dérive et tendance	-2.45 (0.35)	-3.64* (0.05)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe C-32 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1.91e-05	-5.19	-5.09	-5.18
1	25.26*	5.07e-06*	-6.52*	-6.23*	-6.49*
2	2.69	6.67e-06	-6.28	-5.79	-6.23
3	1.61	9.73e-06	-5.97	-5.28	-5.90
4	3.96	1.09e-05	-5.99	-5.11	-5.90

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe C-33 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	13.26	15.49	0.11	11.69	14.26	0.12
r ≤ 1	1.57	3.84	0.21	1.56	3.84	0.21

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe C-34 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)pouvoir d'achat
(ln)taux de détenus		2.83 (0.24)
(ln)pouvoir d'achat	5.74 (0.06)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## 2.5 PIB et population détenue

L'analyse de la racine unitaire permet de conclure que le (ln)PIB est stationnaire alors que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est intégré d'ordre 1 (Tableau\_Annexe C-35), ce qui pousse à la transformation de cette dernière variable en variable stationnaire. Le Tableau\_Annexe C-36 montre que les deux variables sont toutes deux stationnaires après cette transformation. Étant donné que nous sommes en présence de variables stationnaires, l'analyse du modèle VAR est privilégiée en considérant comme décalage optimal la valeur 3 (Tableau\_Annexe C-37).

Les résultats de l'analyse du modèle VAR sont quant à eux présentés dans le (Tableau\_Annexe C-38). En fonction de ces résultats, nous pouvons voir l'existence d'une relation statistiquement significative entre le PIB et la population pénitentiaire à long terme, celle-ci faisant office de variable dépendante). L'analyse de causalité via la procédure de Toda-Yamamoto permet de tirer la même conclusion étant donné l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre les deux variables (Tableau\_Annexe C-39). L'analyse de la relation de corrélation (*rho*) indique également l'existence d'une corrélation statistique significative et positive de forte intensité entre les deux variables ( $rho=0.630$ ,  $p<0.05$ ).

Pour ce qui est de la relation entre le PIB et la population pénitentiaire à court terme, la Figure\_Annexe C-3 permet de constater l'impact statistiquement significatif d'une hausse provoquée au niveau du PIB sur la population détenue. Une hausse du PIB aura ainsi pour effet presque immédiat une hausse de la population pénitentiaire jusqu'à deux ans après la hausse du PIB. En effet, sur 2 ans, le PIB explique 27.5 % (Tableau\_Annexe C-40). L'analyse des résidus (dont les résultats sont disponibles dans le Tableau\_Annexe C-41) permet de conclure que le modèle est stable.

**Tableau\_Annexe C-35 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.16 (0.67)	-5.01* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.23 (0.45)	-4.86* (0.01)
(ln)PIB	Dérive	-0.72 (0.82)	-9.15* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.85* (0.01)	-8.95* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe C-36 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-5.01* (0.00)	-5.30* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.87* (0.01)	-5.07* (0.04)
(ln)PIB	Dérive	-0.72 (0.82)	-9.15* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.85* (0.01)	-8.95* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe C-37 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	8.80e-06	-5.97	-5.87	-5.97
1	16.27	3.91e-06	-6.79	-6.50	-6.79
2	12.97	1.90e-06	-7.55	-7.08	-7.56
3	12.13*	7.89e-07*	-8.53	-7.87*	-8.54
4	3.23	9.74e-07	-8.54*	-7.69	-8.55*

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe C-38 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période**

	D[(ln)taux de détenus]	(ln)PIB
D[(ln)taux de détenus](-1)	0.63	0.07
(Erreur standard)	(0.29)	(0.22)
[statistique t]	[2.19]	[0.26]
D[(ln)taux de détenus](-2)	-0.06	0.10
(Erreur standard)	(0.21)	(0.16)
[statistique t]	[-0.26]	[0.61]
D[(ln)taux de détenus](-3)	-0.33	0.36
(Erreur standard)	(0.24)	(0.18)
[statistique t]	[-1.38]	[1.98]
(ln)PIB (-1)	0.92	-0.14
(Erreur standard)	(0.28)	(0.22)
[statistique t]	[3.26]	[-0.68]
(ln)PIB (-2)	-1.46	0.28
(Erreur standard)	(0.34)	(0.26)
[statistique t]	[4.26]	[1.08]
(ln)PIB (-3)	0.57	0.80
(Erreur standard)	(0.37)	(0.28)
[statistique t]	[1.54]	[2.88]
C	-0.24	0.48
(Erreur standard)	(0.88)	(0.67)
[statistique t]	[-0.28]	[0.72]

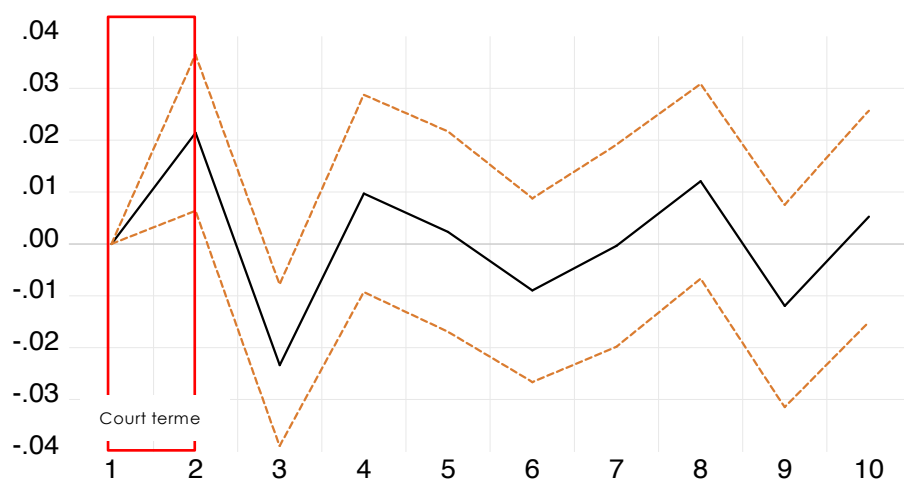
**Tableau\_Annexe C-39 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)PIB
D[(ln)taux de détenus]		22.14 (0.00)
(ln)PIB	5.46 (0.14)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.



**Figure Annexe C-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants (stationnarisé) après un choc provoqué d'un choc sur le (ln)PIB en France dans le contexte de la première période**



Note : Graphique exporté de Eviews

**Tableau Annexe C-40 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)PIB sur 10 ans en France dans le contexte de la première période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)PIB
1	0.03	100.00	0.00
2	0.04	72.49	27.51
3	0.05	59.22	40.78
4	0.05	57.32	42.68
5	0.05	57.22	42.78
6	0.05	58.13	41.87
7	0.05	58.34	41.66
8	0.05	55.65	44.35
9	0.06	53.21	46.79
10	0.06	52.78	47.22

**Tableau Annexe C-41 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)PIB en France dans le contexte de la première période**

Racine	Modulus
0.62	0.62
-0.16	0.16

Aucune racine ne se trouve en dehors du cercle unitaire. Le VAR satisfait la condition de stabilité.

## 2.6 Indice de production industrielle et population détenue

Puisque les deux variables sont intégrées d'ordre 1 (Tableau\_Annexe C-42), nous pouvons analyser l'existence d'une relation de cointégration entre elles. Pour ce faire, le décalage optimal est fixé à 1 en fonction de l'analyse des critères d'information, dont les résultats sont présentés dans le Tableau\_Annexe C-43.

Les résultats de l'analyse de cointégration, présentés dans le Tableau\_Annexe C-44 ci-dessous, indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables, qui ne sont d'ailleurs pas non plus liées par un lien de causalité (au sens de Granger) (Tableau\_Annexe C-45), malgré l'existence d'une corrélation statistique positive statistiquement significative et de forte intensité entre elles ( $\rho=0.719$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe C-42 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.16 (0.67)	-5.01* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.23 (0.45)	-4.86* (0.01)
(ln)indice de production industrielle	Dérive	-1.88 (0.33)	-3.59* (0.02)
	Dérive et tendance	-1.14 (0.89)	-4.03* (0.03)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe C-43 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en France, dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	8.83e-05	-3.66	-3.56	-3.65
1	30.90*	1.57e-05*	-5.41*	-5.10*	-5.37*
2	1.48	2.28e-05	-5.05	-4.56	-5.00
3	3.88	2.65e-05	-4.97	-4.28	-4.90
4	4.55	2.75e-05	-5.07	-4.18	-4.98

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe C-44 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	10.010	15.49	0.27	8.43	14.26	0.34
r ≤ 1	1.67	3.84	0.20	1.67	3.84	0.20

\*MacKinnon-Haug – Michéris (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe C-45. Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)indice de production industrielle
(ln)taux de détenus		1.84 (0.40)
(ln)indice de production industrielle	2.73 (0.26)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## Annexe D. Analyses statistiques détaillées concernant le lien entre criminalité, économie et détention en France dans le contexte de la deuxième période d'analyse (1852-1939)

### SECTION 1 : CRIMINALITÉ ET EMPRISONNEMENT

#### 1.1. Activité des parquets et population détenue

En analysant la stationnarité des variables, nous constatons que les deux variables ne sont pas intégrées de même ordre, alors que le taux de détenus est intégré d'ordre 1, une des variables concernant l'activité des parquets, le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants, est stationnaire (Tableau\_Annexe D-1). Afin de pouvoir procéder à l'analyse des liens entre l'activité des parquets mesurée par le taux d'affaires poursuivies par ces instances, et la population pénitentiaire, le taux de détenus pour 100'000 habitants a été stationnarisé. D'un autre côté, le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets aussi pour 100'000 habitants sont toutes deux des variables intégrées d'ordre 1. De ce fait, nous avons analysé la relation entre ces deux variables sans avoir recours au processus de stationnarisation. Le Tableau\_Annexe D-2 affiche les résultats du test ADF après avoir stationnarisé la variable (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants.

**Tableau\_Annexe D-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.51 (0.88)	-8.42* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.98 (0.14)	-8.40* (0.01)
(ln)taux d'affaires traitées par les parquets	Dérive	-0.95 (0.77)	-9.67* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.03 (0.57)	-9.62* (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	Dérive	-1.97 (0.30)	-9.18* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.73* (0.03)	-9.12* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-2 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-8.42* (0.00)	-10.26* (0.00)
	Dérive et tendance	-8.41* (0.00)	-10.21* (0.01)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	Dérive	-1.97 (0.30)	-9.18* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.73* (0.03)	-9.12* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

Étant donné que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants a été stationnarisé pour que le lien avec le taux d'affaires poursuivies par les parquets puisse être analysé, mais que la stationnarisation n'a pas lieu d'être pour ce qui est de l'analyse avec le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants, les analyses de la relation entre la population pénitentiaire et la criminalité (enregistrée) mesurée par l'activité des parquets sont faites en deux temps : nous nous pencherons d'abord sur les affaires traitées par les parquets puis, dans un deuxième temps, sur les affaires poursuivies par ces instances.

#### **Les affaires traitées par les parquets et la population détenue**

Afin d'analyser la relation entre le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants et le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le décalage optimal est fixé à 2 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information, dont trois nous indiquent ce décalage comme décalage optimal (Tableau\_Annexe D-3). Relativement à la relation entre ces deux variables, les résultats du test de cointégration de Johansen sont présentés dans le Tableau\_Annexe D-4 et indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre elles. En revanche, l'analyse des résultats de la procédure de Toda-Yamamoto concernant le lien de causalité (au sens de Granger) entre les variables indique qu'elles sont liées par une relation causale bidirectionnelle, indiquant une interaction entre les variables qui se développe dans le sens *criminalité* → *détention* mais aussi dans le sens *détention* → *criminalité* (Tableau\_Annexe D-5). Par ailleurs, l'analyse de corrélation ( $\rho$ ) indique que les deux variables sont négativement et fortement corrélées ( $\rho = -0.880$ ,  $p < 0.01$ ), ce qui implique que toute hausse au niveau d'une des variables aura pour effet une baisse dans l'autre.

**Tableau\_Annexe D-3 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-0.02	0.03	7.99e-05
1	357.26	4.24e-05	-4.39	-4.22	-4.32
2	33.27*	3.05e-05	-4.73*	-4.43*	-4.61*
3	7.38	3.05e-05*	-4.72	-4.32	-4.56
4	2.54	3.25e-05	-4.66	-4.14	-4.45
5	3.08	3.43e-05	-4.61	-3.97	-4.35

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe D-4 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.**
r=0	8.15	15.49	0.45	8.06	14.26	0.37
r ≤ 1	0.09	3.84	0.77	0.09	3.84	0.77

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe D-5 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'affaires traitées par les parquets
(ln)taux de détenus		40.59 (0.00)
(ln)taux d'affaires traitées par les parquets	15.00 (0.00)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

### Les affaires poursuivies par les parquets et la population détenue

Pour ce qui est de la relation entre la population pénitentiaire et l'activité des parquets en termes d'affaires poursuivies, le décalage optimal a également été fixé à 2 en fonction de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe D-6).

Le Tableau\_Annexe D-7 présente les résultats de l'analyse du modèle VAR qui indiquent qu'il existe une dynamique d'évolution à long terme entre les deux variables puisque les valeurs passées du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sont significativement liées (en termes statistiques) aux valeurs subséquentes du (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets (toute hausse des premières étant suivie d'une baisse des deuxièmes), tout comme les valeurs passées de celui-ci sont significativement liées (en termes statistiques) aux valeurs

## Annexes

subséquentes du premier (toute hausse de l'activité des parquets en termes d'affaires poursuivies étant suivie d'une hausse de la population détenue).

L'analyse des résultats relatifs au lien de causalité au sens de Granger, à travers la procédure de Toda-Yamamoto, montre également l'existence d'un lien causal (au sens de Granger) bidirectionnel entre ces deux variables (Tableau\_Annexe D-8). Finalement, le coefficient de corrélation de Spearman s'avère statistiquement significative et indique l'existence d'une corrélation négative de forte intensité entre les variables ( $\rho = -0.789$ ,  $p < 0.01$ ).

Pour ce qui est de la relation à court terme, la Figure\_Annexe D-1 donne un aperçu de l'impact qu'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants a sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) (représentation de gauche), ainsi que de l'impact qu'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants a sur le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (représentation de droite).

Par rapport à la représentation de gauche, un changement provoqué sur la population détenue est suivi d'une baisse des affaires poursuivies par les parquets. D'un autre côté, si l'on s'attarde sur la représentation de droite cette fois, nous constatons qu'un changement au niveau des affaires poursuivies par les parquets est suivi d'une augmentation de la population détenue.

Le Tableau\_Annexe D-9 intègre les résultats de la décomposition de la variance enregistrée au niveau des populations enfermées. Nous pouvons voir qu'un changement intervenu sur les affaires traitées par les parquets explique, deux ans après, 23.8 % de la variance des populations pénitentiaires. D'un autre côté, nous pouvons voir dans le Tableau\_Annexe D-10 que deux ans après un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé), ce changement explique 3.7 % de la variance du (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets. Ces résultats appuient l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre les variables, dynamique qui est plus prononcée quand la population détenue assume la fonction de variable dépendante. En analysant les résidus, nous concluons que le modèle VAR est stable étant donné que les valeurs du Modulus sont inférieures à 1 (Tableau\_Annexe D-11).

**Tableau\_Annexe D-6 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.43	-2.37	-2.40
1	156.12	4.63e-05	-4.31	-4.13	-4.23
2	26.83*	3.60e-05*	-4.56*	-4.26*	-4.44*
3	6.53	3.64e-05	-4.55	-4.13	-4.38
4	4.48	3.78e-05	-4.51	-3.98	-4.30
5	5.77	3.85e-05	-4.49	-3.85	-4.23

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe D-7 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

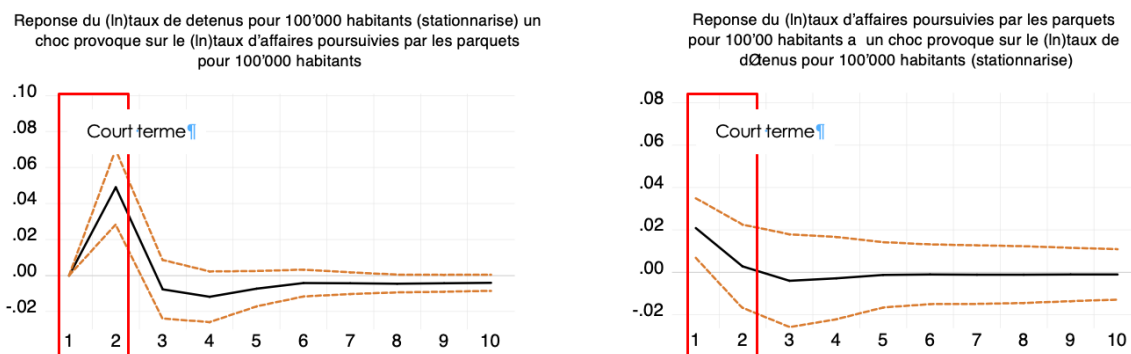
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
D[(ln)taux de détenus](-1)	0.12	-0.22
(Erreur standard)	(0.11)	(0.08)
[statistique t]	[-1.16]	[-2.73]
D[(ln)taux de détenus](-2)	0.08	0.104
(Erreur standard)	(0.14)	(0.08)
[statistique t]	[0.74]	[-0.44]
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets (-1)	0.77	1.05
(Erreur standard)	(0.15)	(0.12)
[statistique t]	[5.06]	[9.03]
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets (-2)	0.84	-0.13
(Erreur standard)	(0.15)	(0.11)
[statistique t]	[5.49]	[-1.12]
C	0.42	0.48
(Erreur standard)	(0.37)	(0.28)
[statistique t]	[1.15]	[1.73]

**Tableau\_Annexe D-8 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
(ln)taux de détenus		30.17 (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	8.11 (0.02)	



**Figure\_Annexe D-1 : Réponse (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et du (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets à l'application d'un choc l'une sur l'autre en France dans le contexte de la deuxième période**



Note : Graphiques exportés de Eviews

**Tableau\_Annexe D-9 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) après un choc sur le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
1	0.09	100.00	0.00
2	0.10	76.17	23.83
3	0.10	75.92	24.08
4	0.10	74.93	25.07
5	0.10	74.54	25.46
6	0.10	74.41	25.59
7	0.10	74.28	25.72
8	0.10	74.14	25.86
9	0.10	74.00	26.00
10	0.10	73.88	26.11

**Tableau\_Annexe D-10 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants après un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le cadre de la deuxième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
1	0.09	0.00	100.00
2	0.10	3.74	96.26
3	0.10	6.33	93.67
4	0.10	7.46	92.54
5	0.10	7.97	92.03
6	0.10	8.32	91.68
7	0.10	8.60	91.40
8	0.10	8.82	91.18
9	0.10	8.98	91.01
10	0.10	9.12	90.88

**Tableau\_Annexe D-11 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

Racine	Modulus
0.95	0.95
0.12 - 0.39i	0.41
0.12 + 0.39i	0.41
-0.25	0.25

Aucune racine ne se trouve en dehors du cercle unitaire. Le VAR satisfait la condition de stabilité.

## 1.2. Activité des tribunaux correctionnels et population détenue

L'analyse de la racine unitaire, dont les résultats composent le Tableau\_Annexe D-12, permet de constater que les deux variables ne sont pas intégrées de même ordre : alors que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est intégré d'ordre 1, le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants est une variable stationnaire. Après avoir procédé à la stationnarisation de la variable relative à la population enfermée, les résultats du test ADF confirment que les deux variables sont stationnaires (Tableau\_Annexe D-13). Le décalage optimal a été fixé à 2 en fonction de l'analyse des critères d'information, dont les résultats sont affichés dans le Tableau\_Annexe D-14.

Les résultats du modèle VAR sont présentés dans le Tableau\_Annexe D-15 et indiquent qu'il existe une dynamique d'évolution à long terme entre la population enfermée et les prévenus jugés par les tribunaux correctionnels, de telle sorte que les valeurs passées de ceux-ci sont significativement liées (en termes statistiques) aux valeurs subséquentes de la première. Plus précisément, une hausse du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour

100'000 habitants sera suivie d'une hausse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants. La procédure de Toda-Yamamoto indique la présence d'une relation de causalité unidirectionnelle (au sens de Granger) entre ces deux variables : tout changement observé au niveau du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est précédé d'un changement au niveau du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (Tableau\_Annexe D-16), ce qui rejoint les résultats du modèle VAR. Ces deux variables sont également négativement corrélées de manière statistiquement significative, quoique l'intensité de la relation soit faible ( $\rho = -0.226$ ,  $p = 0.03$ ).

Par rapport à la relation à court terme, la Figure\_Annexe D-2 fournit un aperçu de l'impact qu'un changement provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants a sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants. Un changement provoqué au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels est suivi, à court terme, d'une hausse de la population enfermée. En analysant la décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) (Tableau\_Annexe D-17) nous constatons que le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants explique 18 % de la variance de celui-ci deux ans après le choc. Finalement, l'analyse des résidus (Tableau\_Annexe D-18) permet de conclure que le modèle VAR est stable.

**Tableau\_Annexe D-12 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.51 (0.88)	-8.42* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.98 (0.14)	-8.40* (0.01)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-3.45* (0.01)	-9.30* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.95* (0.01)	-9.36* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-13 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-8.42* (0.00)	-10.26* (0.00)
	Dérive et tendance	-8.41* (0.00)	-10.21* (0.01)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-3.45* (0.01)	-9.30* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.95* (0.01)	-9.36* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-14 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-3.23	-3.17	-3.20
1	75.29	5.78e-05	-4.08	-3.91	-4.01
2	19.74*	4.93e-05*	-4.24*	-3.95*	-4.12*
3	3.37	5.20e-05	-4.19	-3.78	-4.02
4	3.67	5.46e-05	-4.14	-3.61	-3.93
5	2.89	5.78e-05	-4.08	-3.44	-3.83

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe D-15 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

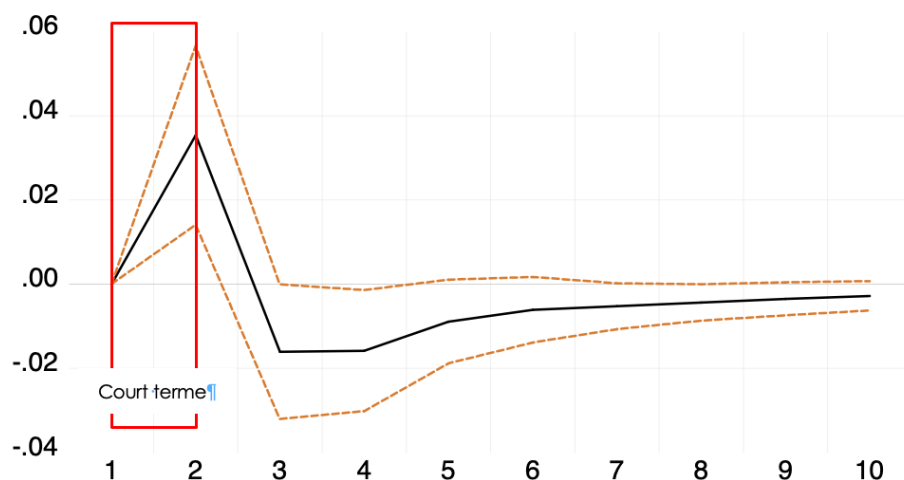
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
D[(ln)taux de détenus](-1)	-0.06	-0.17
(Erreur standard)	(0.11)	(0.09)
[statistique t]	[-0.54]	[-1.85]
D[(ln)taux de détenus](-2)	0.03	-0.02
(Erreur standard)	(0.11)	(0.09)
[statistique t]	[0.29]	[-0.22]
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels (-1)	0.50	0.85
(Erreur standard)	(0.15)	(0.12)
[statistique t]	[3.44]	[7.24]
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels (-2)	0.63	-0.09
(Erreur standard)	(0.14)	(0.11)
[statistique t]	[4.43]	[-0.77]
C	0.76	1.49
(Erreur standard)	(0.57)	(0.46)
[statistique t]	[1.34]	[3.27]

**Tableau\_Annexe D-16 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
D[(ln)taux de détenus]		19.69 (0.00)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	3.68 (0.17)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure Annexe D-2 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**



Note : Graphique exporté de Eviews

**Tableau Annexe D-17 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
1	0.09	100.00	0.00
2	0.10	87.11	2.89
3	0.10	84.99	15.01
4	0.10	82.94	17.06
5	0.10	82.30	17.70
6	0.10	82.01	17.99
7	0.10	81.79	18.21
8	0.10	81.64	18.36
9	0.10	81.55	18.45
10	0.10	81.48	18.52

**Tableau Annexe D-18 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

Racine	Modulus
0.80	0.80
0.07 - 0.34i	0.35
0.07 + 0.34i	0.35
-0.15	0.15

Aucune racine ne se trouve en dehors du cercle unitaire. Le VAR satisfait la condition de stabilité.

### 1.3. Activité des cours d'assises et population détenue

Les résultats du test ADF sont présentés dans le Tableau\_Annexe D-19. Les deux variables étant intégrées de même ordre —  $I(1)$  — nous pouvons nous pencher sur l'analyse de la relation de cointégration en ayant recours au test de Johansen, mais, avant cela, le décalage optimal doit être fixé. Nous pouvons voir dans le Tableau\_Annexe D-20 que trois critères d'informations nous indiquent 1 décalage (LR, SC et HQ) alors que deux autres indiquent 2 (FPE et AIC). En analysant les résidus, nous constatons que la considération d'un décalage permet de capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables. Nous décidons donc de conserver 1 décalage pour l'analyse de cointégration.

Les résultats de l'analyse de cointégration, présentés dans le Tableau\_Annexe D-21 indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre l'activité des cours d'assises et la population enfermée en France pendant la deuxième période. En analysant le lien de causalité entre les deux variables, nous constatons, néanmoins, qu'elles sont liées par une relation de causalité (au sens de Granger) unidirectionnelle, des changements du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants suivant des changements du (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (Tableau\_Annexe D-22). L'analyse de corrélation ( $\rho$ ) indique, d'un autre côté, qu'il existe une corrélation (statistiquement significative) positive de forte intensité entre les variables de sorte que toute hausse/baisse de l'une est suivie d'une hausse/baisse de l'autre ( $\rho=0.947$ ,  $p<0.00$ ).

**Tableau\_Annexe D-19 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.51 (0.88)	-8.42* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.98 (0.14)	-8.40* (0.01)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	Dérive	0.14 (0.97)	-8.90* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.95 (0.62)	-8.91* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le  $p$ -value.

**Tableau\_Annexe D-20 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.01	0.59	0.65	0.61
1	349.89*	8.58e-05	-3.69	-3.51*	-3.62*
2	9.45	8.37e-05*	-3.71*	-3.42	-3.60
3	3.09	8.86e-05	-3.66	-3.25	-3.49
4	3.67	9.29e-05	-3.61	-3.09	-3.40
5	5.09	9.54e-05	-3.58	-2.94	-3.33

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe D-21 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	6.48	15.49	0.64	6.48	14.26	0.55
r ≤ 1	0.00	3.84	0.98	0.00	3.84	0.98

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe D-22 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises
(ln)taux de détenus		9.66 (0.00)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	0.44 (0.50)	

## SECTION 2 : ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT

### 2.1. Prix du froment et population détenue

Par rapport à la stationnarité des données, nous constatons, à l'analyse du Tableau\_Annexe D-23 (qui intègre les résultats du test ADF), que les variables sont intégrées d'ordre différent : la variable (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est intégrée d'ordre 1 alors que la variable (ln)prix du froment est stationnaire. Nous procédons donc à la stationnarisation de la première variable. Une fois la procédure achevée, les deux variables sont effectivement stationnaires (Tableau\_Annexe D-24).

Pour analyser le modèle VAR, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'informations présentés dans le Tableau\_Annexe D-25.

Les résultats du modèle VAR sont affichés dans le Tableau\_Annexe D-26. Les résultats nous permettent de constater qu'à long terme les changements observés au niveau du prix du froment précèdent ceux enregistrés au niveau de la population pénitentiaire.

La procédure de Toda-Yamamoto d'un autre côté, permet de conclure à l'existence d'une relation de causalité (au sens de Granger) entre les deux variables quand la population pénitentiaire assume le rôle de variable dépendante (Tableau\_Annexe D-27). En d'autres mots, en France, pendant la deuxième période, les changements que l'on observe en termes de volume de la population détenue succèdent les changements enregistrés au niveau du prix du froment. Nous constatons également qu'il y a une corrélation positive statistiquement significative et d'intensité modérée entre ces deux variables de sorte que toute hausse/baisse de l'une est suivie d'une hausse/baisse de l'autre ( $\rho=0.508$ ,  $p<0.01$ ).

Relativement à la relation à court terme, la Figure\_Annexe D-3 permet de visualiser l'impact qu'un changement provoqué sur le (ln)prix du froment peut avoir sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé). Nous constatons qu'une hausse du prix du froment est suivie d'une hausse de la population détenue jusqu'à deux ans après la hausse du prix du froment. En analysant la décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) (Tableau\_Annexe D-28), nous constatons que deux ans après le choc provoqué sur le prix du froment, celui-ci explique 7.3 % de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé). Ces résultats indiquent que la population pénitentiaire et le prix du froment présentent une dynamique d'évolution à court terme. L'analyse des résidus Finalement, l'analyse des résidus, nous permet de conclure que le modèle est stable (Tableau\_Annexe D-29).



**Tableau\_Annexe D-23 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en France, dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.00 (0.75)	-8.54* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.21 (0.47)	-8.47* (0.01)
(ln)prix du froment	Dérive	-3.38* (0.00)	-7.74* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.69* (0.00)	-7.97* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-24 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-8.54* (0.00)	-7.73* (0.00)
	Dérive et tendance	-8.47* (0.00)	-7.70* (0.00)
(ln)prix du froment	Dérive	-3.38* (0.00)	-7.74* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.69* (0.00)	-7.97* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-25 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-3.03	-2.96	-3.00
1	23.98*	0.00*	-3.34*	-3.12*	-3.26*
2	4.31	0.00	-3.28	-2.92	-3.14
3	3.78	0.00	-3.22	-2.71	-3.02
4	4.90	0.00	-3.18	-2.53	-2.93
5	6.86	0.00	-3.19	-2.39	-2.88

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

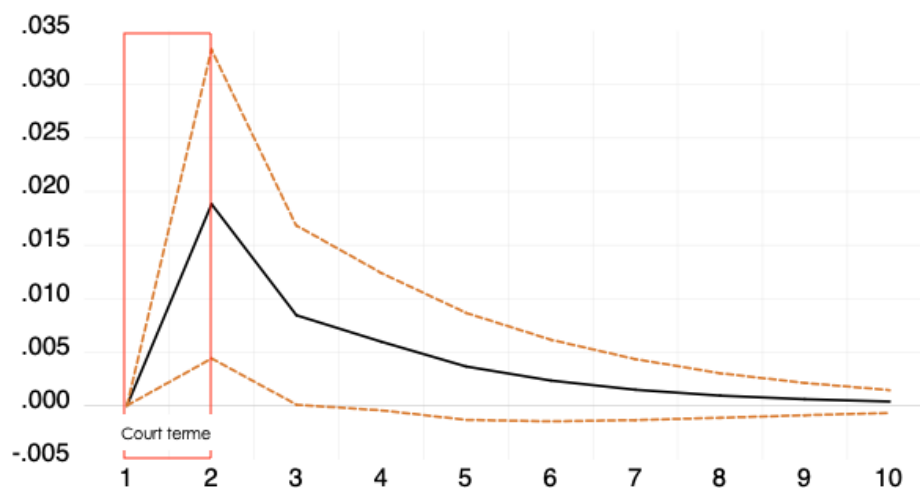
**Tableau\_Annexe D-26 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période**

	D[(ln)taux de détenus]	(ln)prix du froment
D[(ln)taux de détenus](-1)	-0.15	0.22
(Erreur standard)	(0.12)	(0.30)
[statistique t]	[-1.22]	[0.74]
(ln)prix du froment (-1)	0.12	0.60
(Erreur standard)	(0.15)	(0.11)
[statistique t]	[2.69]	[5.68]
C	-0.36	1.20
(Erreur standard)	(0.13)	(0.32)
[statistique t]	[-2.78]	[3.80]

**Tableau\_Annexe D-27. Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du froment basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)prix du froment
D[(ln)taux de détenus]		7.22 (0.01)
(ln)prix du froment	0.55 (0.46)	

**Figure\_Annexe D-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période**



Note : Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe D-28 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)prix du froment sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)prix du froment
1	0.07	100.00	0.00
2	0.07	92.72	7.28
3	0.07	91.41	8.59
4	0.07	90.76	9.24
5	0.07	90.51	9.49
6	0.07	90.42	9.58
7	0.07	90.38	9.62
8	0.07	90.36	9.64
9	0.07	90.36	9.64
10	0.07	90.35	9.65

**Tableau\_Annexe D-29 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)prix du froment en France dans le contexte de la deuxième période**

Racine	Modulus
0.98	0.98
0.03	0.03

Aucune racine ne se trouve en dehors du cercle unitaire. Le VAR satisfait la condition de stabilité.

## 2.2. Prix du charbon et population détenue

Le Tableau\_Annexe D-30 affiche les résultats du test ADF concernant la stationnarité des variables. Une nouvelle fois, une des variables est intégrée d'ordre 1, le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, alors que l'autre, le (ln)prix du charbon est stationnaire, ce qui appelle à la stationnarisation de la première variable. Une fois la procédure achevée, nous constatons que les deux variables sont effectivement stationnaires (Tableau\_Annexe D-31). Le décalage optimal a été fixé à 2 en fonction de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe D-32).

Le Tableau\_Annexe D-33 présente les résultats de l'analyse du modèle VAR concernant la population détenue et le prix du charbon. Nous constatons qu'à long terme une hausse/baisse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est suivie d'une baisse/hausse du (ln)prix du charbon, ce qui signifie qu'il existe, à long terme, une dynamique d'évolution négative entre les variables. Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) rejoignent ces résultats en indiquant que les changements enregistrés sur le volume de la population pénitentiaire précèdent ceux qui s'observent en termes de prix du charbon (Tableau\_Annexe D-34). L'analyse de corrélation ( $\rho$ ) indique, elle aussi, l'existence d'une corrélation

statistiquement significative entre les deux variables, corrélation qui est négative, quoique de faible intensité ( $\rho = -0.254$ ,  $p = 0.05$ ).

La Figure\_Annexe D-4 montre l'impact qu'une hausse provoquée sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) a sur le (ln)prix du charbon. Nous pouvons voir qu'immédiatement après cet impact le prix du charbon augmente légèrement puis baisse de façon considérable jusqu'à quatre ans après le choc pour remonter une nouvelle fois et atteindre sa valeur initiale. Si l'on se concerne sur la décomposition de la variance du (ln)prix du charbon (Tableau\_Annexe D-35), nous constatons que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) explique 0.3 % de la variance du prix du charbon deux ans après la hausse provoquée sur la population pénitentiaire. L'effet à court terme du volume de la population détenue sur le prix du charbon semble, ainsi, très limité. Étant donné que nous considérons qu'il existe une relation à court terme quand le pourcentage de variance de la variable dépendante expliqué par la variable indépendante est supérieur à 1%, nous concluons qu'il n'existe pas de relation à court terme entre les variables.

**Tableau\_Annexe D-30 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.00 (0.75)	-8.54* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.21 (0.47)	-8.47* (0.01)
(ln)prix du charbon	Dérive	-3.05* (0.04)	-5.40* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.46* (0.05)	-5.35* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-31 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-8.54* (0.00)	-7.73* (0.00)
	Dérive et tendance	-8.47* (0.00)	-7.70* (0.00)
(ln)prix du charbon	Dérive	-3.05* (0.04)	-5.40* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.46* (0.05)	-5.35* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-32 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	8.93e-05	-3.65	-3.58	-3.62
1	84.09	2.11e-05	-5.09	-4.87	-5.01
2	21.93*	1.58e-05*	-5.38*	-5.02*	-5.24*
3	2.02	1.76e-05	-5.28	-4.77	-5.08
4	0.32	2.02e-05	-5.14	-4.49	-4.89
5	5.33	2.08e-05	-5.12	-4.32	-4.81

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe D-33 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du charbon en France dans le contexte de la deuxième période**

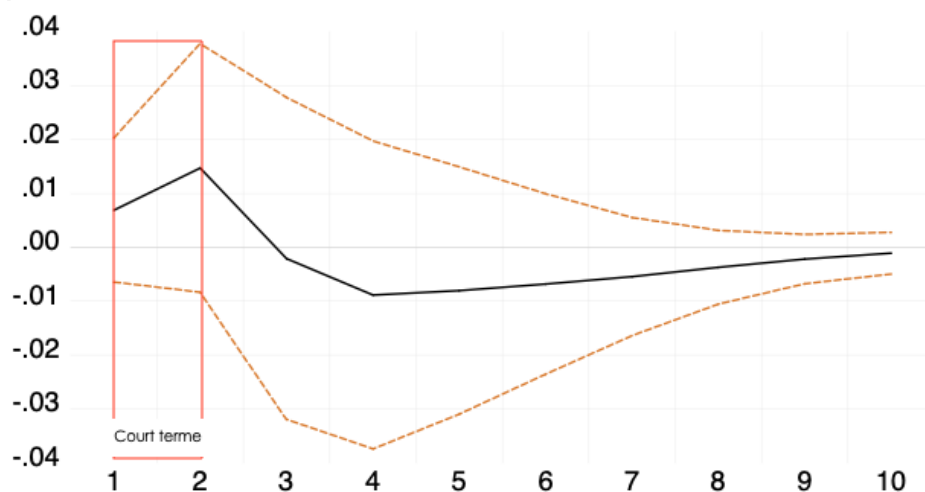
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)prix du charbon
D[(ln)taux de détenus](-1)	-0.17	0.07
(Erreur standard)	(0.13)	(0.10)
[statistique t]	[-1.29]	[0.74]
D[(ln)taux de détenus](-2)	-0.24	-0.27
(Erreur standard)	(0.15)	(0.10)
[statistique t]	[-1.79]	[-2.63]
(ln)prix du charbon (-1)	0.29	1.39
(Erreur standard)	(0.15)	(0.11)
[statistique t]	[1.93]	[12.13]
(ln)prix du charbon (-2)	-0.17	-0.52
(Erreur standard)	(0.14)	(0.11)
[statistique t]	[-1.18]	[-4.76]
C	-0.32	0.34
(Erreur standard)	(0.19)	(0.14)
[statistique t]	[-1.67]	[2.31]

**Tableau\_Annexe D-34 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)prix du charbon basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)prix du charbon
D[(ln)taux de détenus]		4.70 (0.10)
(ln)prix du charbon	8.46 (0.01)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe D-4 : Réponse du (ln)prix du charbon à l'application d'un choc sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la deuxième période**



**Note :** Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe D-35 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)prix du charbon en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	(ln)prix du charbon	D[(ln)taux de détenus]
1	0.05	100.00	0.00
2	0.09	99.68	0.32
3	0.12	98.75	1.25
4	0.13	97.35	2.65
5	0.14	96.62	3.38
6	0.14	96.20	3.80
7	0.14	95.97	4.03
8	0.14	95.88	4.12
9	0.14	95.85	4.15
10	0.14	95.85	4.15

### 2.3. Prix de la fonte et population détenue

Le Tableau\_Annexe D-36 intègre les résultats du test ADF concernant la stationnarité des données. Nous constatons que les deux variables sont intégrées d'ordre 1, ce qui permet d'analyser l'existence d'une relation de cointégration entre elles. Pour ce faire, le décalage optimal a été fixé à 1 (Tableau\_Annexe D-37). Nous pouvons voir que le critère d'information HQ indique la valeur 1 comme décalage optimale, alors que les autres quatre indiquent 3. Étant donné que l'analyse des résidus indique qu'un seul décalage est suffisant à capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables, et que plus le nombre de décalages

considérés est élevé, moins le modèle est robuste, nous fixons le décalage optimal à 1.

Les résultats du test de cointégration de Johansen sont présentés dans le Tableau\_Annexe D-38. Puisque le seuil de significativité est supérieur à 0.05, nous concluons qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre la population pénitentiaire et le prix de la fonte, en France pendant la deuxième période. Les résultats de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) à travers la procédure de Toda-Yamamoto vont dans le même sens en indiquant l'inexistence de quelconque relation entre les deux variables (Tableau\_Annexe D-39). Malgré tout, les deux variables sont significativement corrélées (en termes statistiques) et présentent un lien négatif de forte intensité ( $\rho=0.781$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe D-36 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.68 (0.84)	-8.67* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.20 (0.48)	-8.65* (0.00)
(ln)prix de la fonte	Dérive	-2.18 (0.22)	-4.86* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.51* (0.32)	-4.92* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-37 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	0.42	0.49	0.45
1	270.71	3.31e-05	-4.64	-4.42*	-4.56
2	10.12	3.13e-05	-4.70	-4.33	-4.56
3	11.50*	2.88e-05*	-4.78*	-4.27	-4.58*
4	2.01	3.20e-05	-4.68	-4.02	-4.43
5	3.40	3.44e-05	-4.61	-3.81	-4.30

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe D-38 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	7.73	15.49	0.49	7.06	14.26	0.48
r ≤ 1	0.67	3.84	0.41	0.67	3.84	0.41

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe D-39 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix de la fonte
(ln)taux de détenus		4.72 (0.09)
(ln)prix de la fonte	0.83 (0.66)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

#### 2.4. Pouvoir d'achat et population détenue

Les résultats de l'analyse de la stationnarité des données en ayant recours au test ADF (Tableau\_Annexe D-40), indiquent que les deux variables sont intégrées d'ordre 1. Puisque, selon l'analyse des résidus, la considération d'un seul décalage ne permet pas de capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables, le décalage optimal est fixé à 3 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information, présentés dans le Tableau\_Annexe D-41. Le Tableau\_Annexe D-42 présente les résultats de l'analyse de cointégration entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en fonction du test de Johansen. Ces résultats indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre ces deux variables. D'un autre côté, l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) permet de constater que les changements observés dans la population pénitentiaire succèdent, dans le temps, ceux enregistrés au niveau du pouvoir d'achat (Tableau\_Annexe D-43). L'analyse de corrélation ( $\rho$ ) nous indique que les variables sont aussi significativement corrélées, existant entre elles un lien négatif, ce qui implique que toute hausse dans l'une des variables se traduira par une baisse de la deuxième ( $\rho=-0.887$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe D-40 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France, dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.11 (0.71)	-8.75* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.20 (0.09)	-8.670* (0.00)
(ln)pouvoir d'achat	Dérive	-1.67 (0.44)	-10.28* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.99 (0.60)	-10.30* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le  $p$ -value.



**Tableau\_Annexe D-41 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-0.89	-0.83	-0.87
1	334.26	2.25e-05	-5.03	-4.85*	-4.96
2	10.20	2.17e-05	-5.06	-4.77	-4.94
3	20.55*	1.82e-05*	-5.24*	-4.83	-5.07*
4	4.58	1.89e-05	-5.20	-4.67	-4.99
5	2.10	2.03e-05	-5.13	-4.49	-4.88

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe D-42 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	12.53	15.49	0.13	8.69	14.26	0.31
r ≤ 1	3.84	3.84	0.06	3.84	3.84	0.06

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe D-43 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)pouvoir d'achat
(ln)taux de détenus		30.33 (0.00)
(ln)pouvoir d'achat	2.90 (0.40)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## 2.5. Pourcentage de personnes sans emploi et population détenue

Le Tableau\_Annexe D-44 intègre les résultats de l'analyse de stationnarité du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)pourcentage de personnes sans emploi. Les deux variables sont intégrées d'ordre 1, ce qui permet d'analyser l'existence d'une relation de cointégration entre elles. Pour ce faire, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe D-45).

Les résultats de l'analyse de la relation de cointégration en ayant recours au test Johansen indiquent qu'il n'existe, entre la population pénitentiaire et le pourcentage de personnes sans emploi, aucune relation de cointégration (Tableau\_Annexe D-46).

L'analyse du lien de causalité, en revanche, pointe vers l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre ces deux variables dans ce sens que les changements

au niveau de la population détenue précédent dans le temps ceux qui peuvent s'observer au niveau du pourcentage de personnes sans emploi (Tableau\_Annexe D-47). Finalement, les résultats de l'analyse de corrélation ( $\rho$ ) vont dans le même sens que ceux du test de Johansen, indiquant l'inexistence d'une corrélation statistique significative entre les deux variables ( $\rho = -0.282$ ,  $p = 0.06$ ).

**Tableau\_Annexe D-44 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.64 (0.45)	-5.46* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.37 (0.39)	-5.37* (0.00)
(ln)% de personnes sans emploi	Dérive	-1.50 (0.52)	-6.08* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.97 (0.15)	-6.11* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-45 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-0.46	-0.38	-0.43
1	88.39*	0.00*	-2.59*	-2.34*	-2.50*
2	3.96	0.00	-2.51	-2.09	-2.36
3	1.84	0.00	-2.37	-1.78	-2.16
4	5.42	0.00	-2.34	-1.59	-2.07
5	4.03	0.00	-2.28	-1.36	-1.95

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe D-46 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en France dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
$r=0$	12.53	15.49	0.13	8.69	14.26	0.31
$r \leq 1$	3.84	3.84	0.06	3.84	3.84	0.06

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe D-47 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)% de personnes sans emploi basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)% de personnes sans emploi
(ln)taux de détenus		1.28 (0.26)
(ln)% de personnes sans emploi	11.77 (0.00)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## 2.6. PIB et population détenue

Le Tableau\_Annexe D-48 affiche les résultats de l'analyse de stationnarité à travers le test ADF. Nous en concluons que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est intégré d'ordre 1 alors que le (ln)PIB est stationnaire. Le Tableau\_Annexe D-49 montre les résultats de ce même test après la stationnarisation du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants. Afin d'estimer le modèle VAR, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe D-50). Même si quatre critères d'information sur cinq (LR, FPE, AIC et HQ) nous indiquent 4 comme décalage optimal, l'analyse des résidus permet de considérer 1 seul décalage puisque les résultats de cette analyse indiquent que ce nombre de décalages est suffisant pour capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables. En sachant que plus le nombre de décalages considéré est élevé, moins le modèle est robuste, nous conservons donc la valeur 1 comme décalage optimal.

Le Tableau\_Annexe D-51 intègre les résultats du modèle VAR. Nous constatons que, à long terme, les valeurs passées du (ln)PIB expliquent uniquement ses propres valeurs futures. Les résultats suggèrent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution entre les variables à long terme. Selon les résultats de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) par la procédure de Toda-Yamamoto (Tableau\_Annexe D-52), il n'existe pas non plus de relation entre population détenue et PIB. L'analyse de corrélation ( $\rho$ ), en revanche, indique qu'il existe une corrélation négative de forte intensité (statistiquement significative) entre les deux variables ( $\rho = -0.903$ ,  $p < 0.01$ ).

Puisque l'inexistence d'une dynamique d'évolution à long terme n'exclut pas celle d'une dynamique d'évolution à court terme au niveau du VAR, la Figure\_Annexe D-5 montre le comportement de la population pénitentiaire après une hausse provoquée sur le PIB. Nous pouvons voir que le choc provoqué sur le PIB a, à court terme, un léger impacte sur la population détenue puisque la population pénitentiaire baisse légèrement jusqu'à deux ans après le choc. L'analyse de la décomposition de la variance de la population pénitentiaire nous dévoile que, sur 2 ans, 0.05 % de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) s'expliquerait pas des changements au niveau du (ln)PIB

(Tableau\_Annexe D-53). Étant donné que ce pourcentage est inférieur à 1%, nous concluons qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à court terme entre les variables.

**Tableau\_Annexe D-48 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-0.51 (0.88)	-8.42* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.98 (0.14)	-8.41* (0.00)
(ln)PIB	Dérive	-0.87 (0.79)	-8.48* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.62* (0.03)	-8.43* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-49 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-8.42* (0.00)	-10.26* (0.00)
	Dérive et tendance	-8.41 (0.14)	-10.21* (0.00)
(ln)PIB	Dérive	-0.87 (0.79)	-8.48* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.62* (0.03)	-8.43* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe D-50 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.29	-1.23	-1.27
1	248.63	4.47e-05	-4.34	-4.16*	-4.27
2	11.81	4.23e-05	-4.40	-4.10	-4.28
3	9.72	4.10e-05	-4.43	-4.02	-4.26
4	20.06*	3.43e-05*	-4.61*	-4.08	-4.39*
5	3.28	3.62e-05	-4.55	-3.91	-4.29

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe D-51 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période**

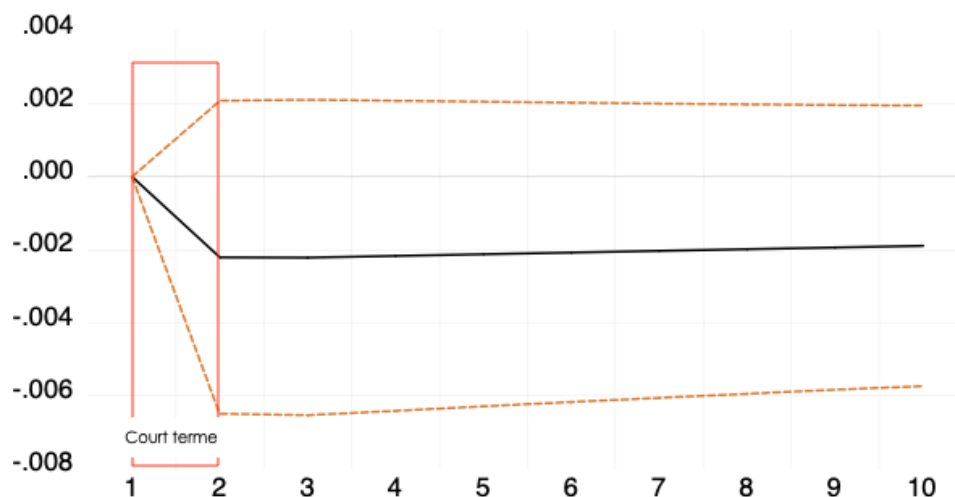
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)PIB
D[(ln)taux de détenus](-1)	0.03	-0.02
(Erreur standard)	(0.11)	(0.07)
[statistique t]	[0.24]	[-0.31]
(ln)PIB (-1)	-0.04	0.98
(Erreur standard)	(0.03)	(0.02)
[statistique t]	[-1.03]	[48.84]
C	0.28	0.20
(Erreur standard)	(0.29)	(0.17)
[statistique t]	[0.97]	[1.16]

**Tableau\_Annexe D-52 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)PIB
D[(ln)taux de détenus]		1.07 (0.30)
(ln)PIB	0.09 (0.76)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe D-5 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)PIB en France dans le contexte de la deuxième période**



**Note :** Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe D-53 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln) taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)PIB sur 10 ans en France dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)PIB
1	0.10	100.00	0.00
2	0.10	99.95	0.05
3	0.10	99.90	0.10
4	0.10	99.86	0.14
5	0.10	99.81	0.19
6	0.10	99.77	0.23
7	0.10	99.73	0.27
8	0.10	99.69	0.31
9	0.10	99.66	0.34
10	0.10	99.62	0.38

## Annexe E. Analyses statistiques détaillées concernant le lien entre criminalité, économie et détention en France dans le contexte de la troisième période d'analyse (1946-2019)

### SECTION 1 : CRIMINALITÉ ET EMPRISONNEMENT

#### 1.1. Activité des parquets et population détenue

Le Tableau\_Annexe E-1 affiche les résultats de l'analyse de la stationnarité des variables. Les deux variables relatives à l'activité des parquets sont intégrées d'ordre 1 alors que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est stationnaire. Le Tableau\_Annexe E-2 rend compte des résultats de cette même analyse après la stationnarisation des variables relatives à l'activité des parquets. Afin d'analyser le modèle VAR, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'informations présentés dans le Tableau\_Annexe E-3, ainsi que de l'analyse des résidus qui nous indique qu'il est suffisant de considérer un décalage pour capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables.

Le Tableau\_Annexe E-4 présente les résultats du modèle VAR comprenant les (ln)taux d'affaires traitées et poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisées) ainsi que le (ln)taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants. Nous pouvons voir que les valeurs passées du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sont significativement liées en termes statistiques aux valeurs futures de l'activité des parquets à long terme. L'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) via la procédure de Toda-Yamamoto (Tableau\_Annexe E-5) nous indique l'existence d'une relation de causalité (au sens de Granger) unidirectionnelle entre l'activité des parquets, quelle que soit la variable considérée, et la population détenue, tous changements de cette activité succédant les changements observés sur le volume de la population détenue. Les résultats de l'analyse de corrélation ( $\rho$ ) indiquent l'existence d'un lien statistique significatif positive d'intensité faible à modérée entre la population pénitentiaire et les affaires traitées et poursuivies par les parquets ( $\rho=0.314$ ,  $p=0.01$  ;  $\rho=0.308$ ,  $p=0.01$ , respectivement), corrélation qui indique que toute hausse de l'une des variables sera suivie d'une hausse de l'autre.

La Figure\_Annexe E-1 permet de constater l'impact qu'une hausse provoquée sur l'une des variables aurait sur l'autre à court terme (étant donné que l'inexistence d'une relation à long terme n'exclut pas celle d'une relation à court terme, comme nous l'avons vu). Quand on décompose la variance de l'activité des parquets, nous pouvons voir que deux ans après une hausse provoquée sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, 2.3 % de la variance du (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants sont expliquées par cette hausse (Tableau\_Annexe E-6). Le même constat est fait pour les affaires poursuivies par les parquets : 3.1 % de la variance est expliquée par le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants deux ans après le choc provoqué sur cette variable (Tableau\_Annexe E-7).

D'un autre côté, quand on décompose la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, nous constatons que les variations de l'activité des parquets expliquent à peine 1%

de la variance du volume de la population détenue (Tableau\_Annexe E-8 et Tableau\_Annexe E-9), c'est pourquoi nous ne considérons pas qu'à court terme les tendances de la population détenue peuvent être expliquées par les variations de l'activité des parquets. Les résultats nous mènent à conclure qu'il existe une relation à court terme entre l'activité des parquets et le volume de la population pénitentiaire dans le sens où les changements au niveau de ce volume précèdent les changements qui peuvent être observés au niveau de l'activité des parquets.

**Tableau\_Annexe E-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.22 (0.20)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-6.17* (0.00)
(ln)taux d'affaires traitées par les parquets	Dérive	-1.63 (0.46)	-8.23* (0.00)
	Dérive et tendance	-0.66 (0.97)	-8.53* (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	Dérive	-1.96 (0.30)	-4.24* (0.00)
	Dérive et tendance	-0.75 (0.97)	-9.15* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-2 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé), en France dans le cadre de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.22 (0.20)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-6.17* (0.00)
D[(ln)taux d'affaires traitées par les parquets]	Dérive	-8.23* (0.00)	-8.47* (0.00)
	Dérive et tendance	-8.53* (0.00)	-8.49* (0.00)
D[(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets]	Dérive	-4.24* (0.00)	-8.09* (0.00)
	Dérive et tendance	-9.15* (0.00)	-8.08* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.



**Tableau\_Annexe E-3 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé), en France dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1.42e-05	-2.64	-2.55	-2.61
1	161.50	1.48e-06	-4.91	-4.52*	-4.75*
2	21.71*	1.36e-06*	-5.00*	-4.31	-4.73
3	5.37	1.62e-06	-4.83	-3.85	-4.44
4	10.92	1.74e-06	-4.76	-3.49	-4.26
5	7.41	1.99e-06	-4.64	-3.07	-4.02

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe E-4 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

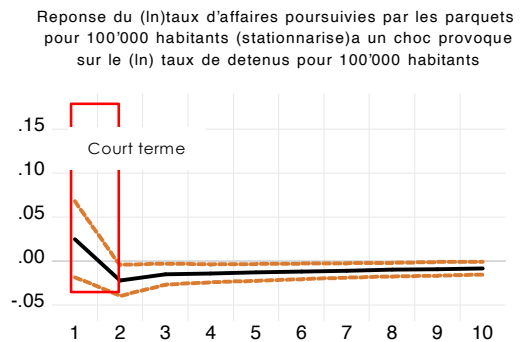
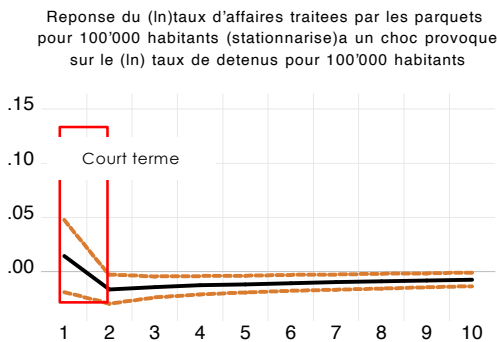
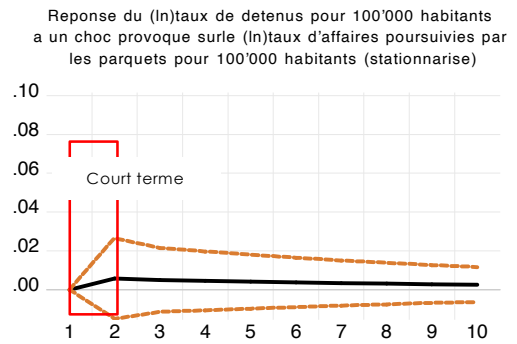
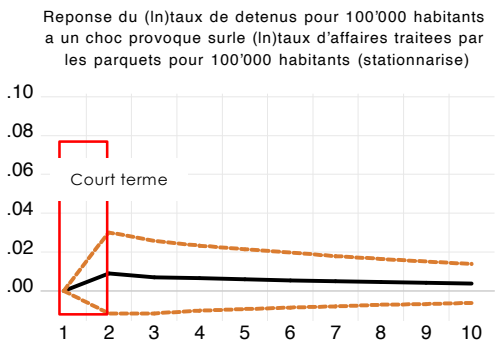
	(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux d'affaires traitées par les parquets]	D[(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets]
(ln)taux de détenus (-1)	0.93	-0.18	-0.22
(Erreur standard)	(0.04)	(0.06)	(0.08)
[statistique t]	[24.11]	[-2.93]	[-2.69]
D[(ln)taux d'affaires traitées par les parquets](-1)	-0.00	-0.18	-0.10
(Erreur standard)	(0.14)	(0.23)	(0.30)
[statistique t]	[-0.02]	[-0.77]	[-0.33]
D[(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets](-1)	-0.06	0.09	-0.06
(Erreur standard)	(0.11)	(0.18)	(0.23)
[statistique t]	[0.57]	[0.52]	[-0.25]
C	0.31	0.83	1.00
(Erreur standard)	(0.17)	(0.27)	(0.36)
[statistique t]	[1.86]	[3.04]	[2.81]

**Tableau\_Annexe E-5 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées		
	D[(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux d'affaires traitées par les parquets]	D[(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets]
(ln)taux de détenus		0.00 (0.98)	0.32 (0.57)
D[(ln)taux d'affaires traitées par les parquets]	8.58 (0.00)		0.27 (0.60)
D[(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets]	7.26 (0.01)	0.11 (0.74)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe E-1 : Analyse de la relation entre la population détenue et l'activité des parquets à court terme en France dans le contexte de la troisième période**



**Note :** Graphiques exportés de Eviews

**Tableau\_Annexe E-6 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln) de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'affaires traitées par les parquets]	D[(taux d'affaires poursuivies par les parquets ]
1	0.18	1.84	71.61	26.55
2	0.19	3.16	70.99	25.85
3	0.19	3.79	70.52	25.69
4	0.19	4.33	70.12	25.55
5	0.19	4.78	69.80	25.43
6	0.19	5.15	69.52	25.33
7	0.19	5.45	69.30	25.25
8	0.19	5.71	69.11	25.18
9	0.19	5.92	68.95	25.12
10	0.19	6.10	68.82	25.08

**Tableau\_Annexe E-7 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'affaires traitées par les parquets (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'affaires traitées par les parquets]	D[(taux d'affaires poursuivies par les parquets]
1	0.14	1.05	98.95	0.00
2	0.14	2.32	97.31	0.37
3	0.14	3.26	96.32	0.42
4	0.14	3.99	95.59	0.42
5	0.14	4.60	94.98	0.42
6	0.14	5.11	94.48	0.42
7	0.15	5.52	94.06	0.42
8	0.15	5.87	93.71	0.42
9	0.15	6.16	93.43	0.42
10	0.15	6.39	93.19	0.42

**Tableau\_Annexe E-8 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires traitées par les parquets (stationnarisé) pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'affaires traitées par les parquets]
1	0.09	100.00	0.00
2	0.12	99.46	0.54
3	0.14	99.33	0.67
4	0.16	99.27	0.73
5	0.17	99.23	0.77
6	0.18	99.21	0.79
7	0.18	99.19	0.81
8	0.19	99.18	0.82
9	0.20	99.17	0.83
10	0.20	99.17	0.83

**Tableau\_Annexe E-9 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets (stationnarisé) pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(taux d'affaires poursuivies par les parquets)]
1	0.14	100.0	0.00
2	0.14	99.23	0.75
3	0.14	99.11	0.89
4	0.14	99.04	0.96
5	0.14	99.00	1.00
6	0.14	98.97	1.03
7	0.15	98.95	1.05
8	0.15	98.94	1.06
9	0.15	98.93	1.07
10	0.15	98.92	1.08

## 1.2. Activité des tribunaux correctionnels et population détenue

Les résultats de l'analyse de la stationnarité des données à travers le test ADF sont affichés dans le Tableau\_Annexe E-10. Puisque le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est stationnaire et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels est intégrée d'ordre 1, nous sommes poussés à stationnariser cette dernière variable. Une nouvelle analyse de stationnarité nous permet de confirmer que, après cette procédure, les deux variables sont stationnaires (Tableau\_Annexe E-11).

## Annexes

Le décalage optimal ayant été fixé à 1 (Tableau\_Annexe E-12), nous passons à l'analyse du modèle VAR, dont les résultats composent le Tableau\_Annexe E-13. À l'image de ce que l'on avait pu constater lors de l'analyse de la relation entre la population détenue et l'activité des parquets, dans la section précédente, les valeurs passées du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sont significativement liées (en termes statistiques) à ses propres valeurs futures, mais nous constatons également que les valeurs passées du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) sont aussi significativement liées aux valeurs futures de la population détenue à long terme.

En termes de causalité (au sens de Granger), nous pouvons voir, dans le Tableau\_Annexe E-14, qu'il existe effectivement une relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle entre les deux variables de sorte que tout changement au niveau d'une d'entre elles est suivi d'un changement au niveau de l'autre. L'analyse du lien de corrélation ( $\rho$ ) entre les deux variables, en revanche, indique qu'il n'existe aucune corrélation statistique significative (en termes statistiques) entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population pénitentiaire ( $\rho=0.229$ ,  $p=0.051$ ).

Par rapport à l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population enfermée en France, la Figure\_Annexe E-2 nous permet d'analyser l'impact qu'un changement provoqué sur l'une de ces deux variables aurait sur l'autre. Nous pouvons voir qu'une hausse provoquée sur la population pénitentiaire est suivie d'une baisse de l'activité des tribunaux correctionnels jusqu'à trois ans après l'application du choc. Une augmentation provoquée sur cette activité sera, en revanche, suivie d'une hausse de la population.

Si l'on se penche sur la décomposition de la variance (Tableau\_Annexe E-15) nous pouvons voir que deux ans après un changement provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé), 4.3 % de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est expliquée par la hausse provoquée sur l'activité des tribunaux correctionnels. D'un autre côté, un an après le choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, 4.4 % de la variance de l'activité des tribunaux correctionnels est conséquence de la variation de la population pénitentiaire.

Nous concluons, ainsi, qu'il existe bel et bien une dynamique d'évolution à court terme entre la population pénitentiaire et l'activité des tribunaux correctionnels.

**Tableau\_Annexe E-10 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le cadre de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.24 (0.20)	-5.83* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.24* (0.01)	-6.13* (0.00)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-1.50 (0.53)	-6.73* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.02 (0.58)	-6.72* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-11 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le cadre de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.24 (0.20)	-5.83* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.24* (0.01)	-6.13* (0.00)
D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]	Dérive	-6.73* (0.00)	-7.75* (0.00)
	Dérive et tendance	-6.72* (0.00)	-7.82* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-12 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.33	-2.26	-2.30
1	159.40*	3.12e-05*	-4.70*	-4.50*	-4.62*
2	5.57	3.21e-05	-4.67	-4.34	-4.54
3	4.78	3.35e-05	-4.63	-4.17	-4.45
4	5.26	3.45e-05	-4.60	-4.01	-4.37
5	3.23	3.68e-05	-4.54	-3.82	-4.25

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe E-13 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

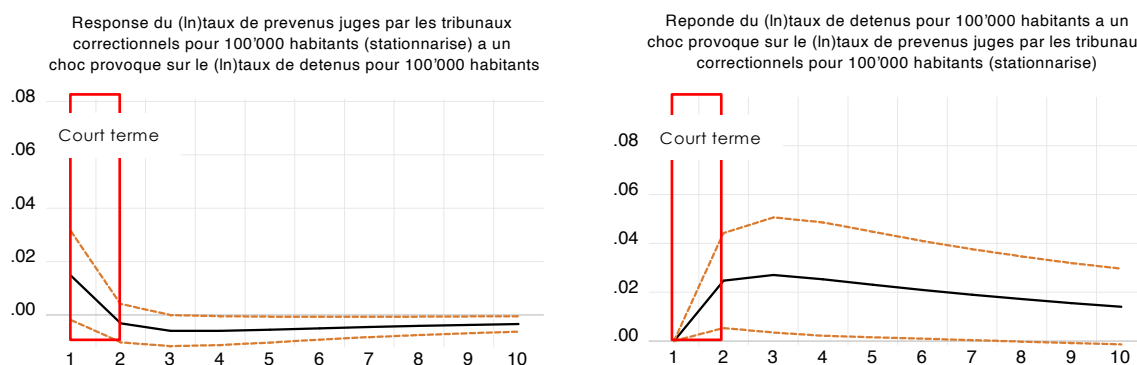
	(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]
(ln)taux de détenus (-1)	0.94	-0.07
(Erreur standard)	(0.04)	(0.03)
[statistique t]	[26.10]	[-2.13]
D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels](-1)	0.36	0.15
(Erreur standard)	(0.14)	(0.12)
[statistique t]	[2.60]	[1.34]
C	0.27	0.28
(Erreur standard)	(0.16)	(0.13)
[statistique t]	[1.74]	[2.12]

**Tableau\_Annexe E-14 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le cadre de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]
(ln)taux de détenus		6.77 (0.01)
D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]	4.54 (0.03)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe E-2 : Analyse de la relation à court terme entre l'activité des tribunaux correctionnels et la population détenue et France dans le contexte de la troisième période**



**Note** : Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe E-15 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]
1	0.08	100.00	0.00
2	0.12	95.74	4.26
3	0.14	93.59	6.41
4	0.16	92.49	7.51
5	0.18	91.85	8.15
6	0.19	91.45	8.55
7	0.19	91.18	8.82
8	0.20	90.99	9.01
9	0.21	90.85	9.15
10	0.21	90.74	9.25

**Tableau\_Annexe E-16 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]
1	0.08	4.30	95.70
2	0.12	4.38	95.62
3	0.14	5.03	94.97
4	0.16	5.66	94.34
5	0.18	6.20	93.80
6	0.19	6.63	93.37
7	0.19	6.99	93.01
8	0.20	7.28	92.72
9	0.21	7.51	92.49
10	0.21	7.70	92.30

### 1.3. Activité des cours d'assises et population détenue

Les résultats de l'analyse de stationnarité en ayant recours au test ADF sont présentés dans le Tableau\_Annexe E-17. À l'image de ce que l'on avait constaté dans la section précédente, le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est une variable stationnaire alors que le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises est intégré d'ordre 1. Les résultats du test ADF après la



stationnarisation de cette dernière variable (Tableau\_Annexe E-18) confirment qu'à présent les deux variables sont intégrées d'ordre 0, c'est-à-dire, stationnaires.

Le Tableau\_Annexe E-19 présente les résultats de l'analyse des différents critères d'informations qui a permis de fixer le décalage optimal à 1. En effet, même si quatre des cinq critères indiquent 2 comme décalage optimal, l'analyse des résidus nous a permis de constater qu'un seul décalage est suffisant pour capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables, ce qui conduit à considérer 1 décalage, plutôt que 2, puisque la robustesse du modèle diminue à la progression du décalage considéré.

Les résultats de l'analyse du modèle VAR, qui composent le Tableau\_Annexe E-20, indiquent qu'il n'existe, à long terme, aucune relation entre la population détenue et l'activité des cours d'assises.

Les résultats de l'analyse de causalité en utilisant la procédure de Toda-Yamamoto indiquent, quant à eux, l'inexistence de toute relation de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) (Tableau\_Annexe E-21), malgré l'existence d'une corrélation statistique positive d'intensité modérée entre les deux variables ( $\rho=0.536$ ,  $p<0.01$ ).

Pour ce qui est de l'analyse des dynamiques d'évolution à court terme, la Figure\_Annexe E-3 représente l'évolution de la population pénitentiaire en cas d'une hausse provoquée sur l'activité des cours d'assises. Nous constatons qu'un changement provoqué sur cette activité a effectivement un impact sur le volume de la population pénitentiaire à court terme étant donné qu'il la pousse, légèrement à la hausse pendant plus ou moins trois ans. Après cela, le (ln)taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants baisse modestement. La décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (Tableau\_Annexe E-22) confirme que cet impact est limité puisque deux ans après l'impact provoqué sur l'activité des cours d'assises, à peine 0.5 % de la variance de la population pénitentiaire peut être expliqué par ce changement et, après 20 ans, ce pourcentage se stabilise à 2.0 %.

**Tableau\_Annexe E-17 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.22 (0.20)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-6.17* (0.00)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	Dérive	-2.28 (0.18)	-6.13* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.69 (0.24)	-6.09* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-18 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.22 (0.20)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-6.17* (0.00)
D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]	Dérive	-6.13* (0.00)	-7.79* (0.00)
	Dérive et tendance	-6.09* (0.00)	-7.72* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-19 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.57	-1.50	-1.54
1	164.30	6.40e-05	-3.98	-3.78*	-3.90
2	14.11*	5.76e-05*	-4.09*	-3.76	-3.96*
3	1.44	6.34e-05	-3.99	-3.54	-3.81
4	5.75	6.48e-05	-3.97	-3.38	-3.74
5	2.01	7.05e-05	-3.89	-3.17	-3.61

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe E-20 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

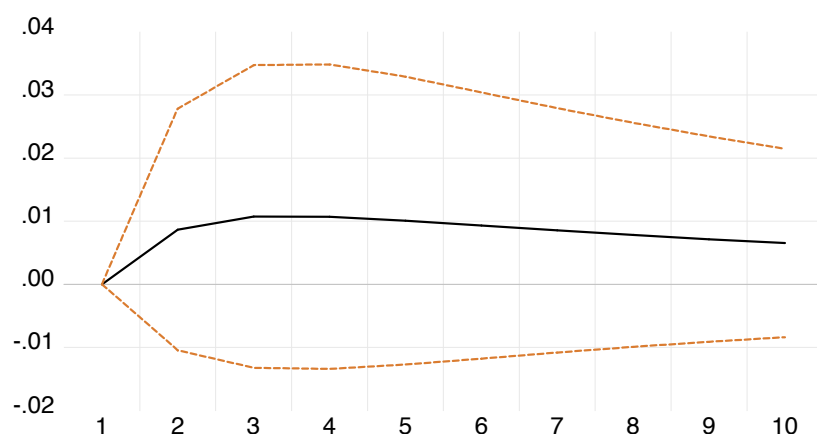
	(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]
(ln)taux de détenus (-1)	0.92	-0.03
(Erreur standard)	(0.04)	(0.04)
[statistique t]	[25.41]	[-0.62]
D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises](-1)	0.09	0.32
(Erreur standard)	(0.10)	(0.11)
[statistique t]	[0.91]	[2.85]
C	0.35	0.11
(Erreur standard)	(0.16)	(0.18)
[statistique t]	[2.24]	[0.60]

**Tableau\_Annexe E-21 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]
(ln)taux de détenus		0.82 (0.36)
D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]	0.39 (0.53)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe E-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants à l'application d'un choc sur le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**



**Note :** Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe E-22 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]
1	0.09	100.00	0.00
2	0.12	99.46	0.54
3	0.14	99.02	0.98
4	0.15	98.73	1.27
5	0.17	98.54	1.46
6	0.18	98.41	1.59
7	0.18	98.33	1.67
8	0.19	98.26	1.74
9	0.19	98.21	1.79
10	0.20	98.18	1.82

## SECTION 2 : ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT

### 2.1. Indice de production industrielle et population détenue

Le Tableau\_Annexe E-23 intègre les résultats du test ADF relatifs à l'analyse de stationnarité des données. Nous constatons que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est une variable intégrée d'ordre 1 alors que le (ln)indice de production industrielle est stationnaire. Le Tableau\_Annexe E-24 affiche les résultats de ce même test après stationnarisation des données. Afin de passer à l'analyse du modèle VAR, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe E-25). Par rapport au modèle VAR, dont les résultats de l'analyse sont présentés dans le Tableau\_Annexe E-26, nous pouvons voir qu'à long terme, le seul résultat significatif en termes statistiques concerne le lien entre les valeurs passées de l'indice de production industrielle et ses propres valeurs futures. Il n'existe, ainsi, aucune dynamique d'évolution à long terme entre l'indice de production industrielle et la population pénitentiaire. De plus, l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) par la procédure de Toda-Yamamoto (Tableau\_Annexe E-27) pointe vers l'inexistence de quelque relation causale (au sens de Granger entre les deux variables), alors même que l'analyse de corrélation indique que ces deux variables sont positivement et fortement corrélées en termes statistiques ( $\rho=0.829$ ,  $p<0.01$ ).

Finalement, pour ce qui est de la relation à court terme entre l'indice de production industrielle et la population détenue, la Figure\_Annexe E-4 affiche l'évolution de cette dernière après un choc provoqué au niveau de la production industrielle. Malgré la baisse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants après une hausse provoquée sur la production industrielle, nous pouvons voir que l'ampleur de l'impact est très faible. D'ailleurs, en décomposant la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, moins de 1% de la variance de celui-ci peut être expliquée par la hausse provoquée sur l'indice de production (Tableau\_Annexe E-28). Nous pouvons ainsi conclure qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution entre ces deux variables, que ce soit à court ou long terme.

**Tableau\_Annexe E-23 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-1.61 (0.47)	-7.50* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.89 (0.17)	-7.49* (0.00)
(ln)indice de production industrielle	Dérive	-5.30* (0.00)	-6.28* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.21 (0.47)	-7.83* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-24 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-7.50* (0.00)	-8.41* (0.00)
	Dérive et tendance	-7.49* (0.00)	-8.34* (0.00)
(ln)indice de production industrielle	Dérive	-5.30* (0.00)	-6.28* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.21 (0.47)	-7.83* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-25 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.09	-2.02	-2.06
1	243.03*	6.36e-06	-6.29	-6.08*	-6.21*
2	8.20	6.26e-06*	-6.31*	-5.95	-6.17
3	1.24	7.01e-06	-6.19	-5.70	-6.00
4	4.75	7.32e-06	-6.15	-5.52	-5.91
5	2.70	7.96e-06	-6.074	-5.30	-5.77

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe E-26 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période**

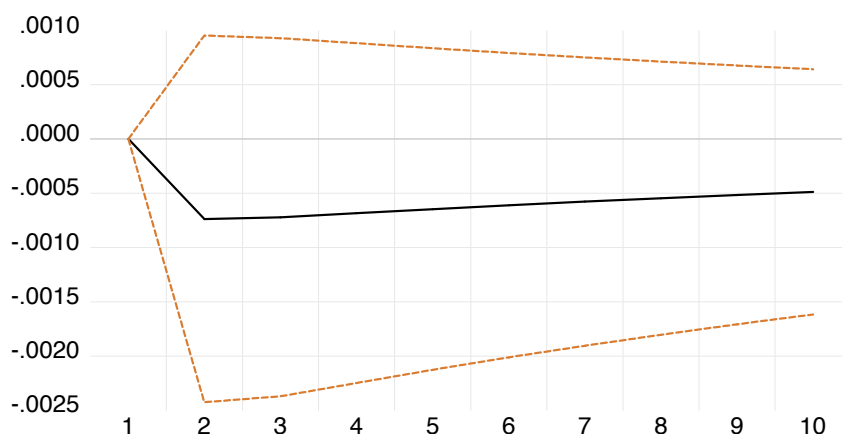
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)indice de production industrielle
D[(ln)taux de détenus](-1)	0.03	-0.01
(Erreur standard)	(0.13)	(0.06)
[statistique t]	[0.27]	[-0.10]
(ln)indice de production industrielle (-1)	-0.02	0.95
(Erreur standard)	(0.03)	(0.01)
[statistique t]	[-0.87]	[83.22]
C	0.11	0.26
(Erreur standard)	(0.11)	(0.05)
[statistique t]	[0.99]	[5.21]

**Tableau\_Annexe E-27 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)indice de production industrielle
D[(ln)taux de détenus]		0.77 (0.38)
(ln)indice de production industrielle	0.01 (0.91)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe E-4 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période**



**Note** : Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe E-28 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln) indice de production industrielle en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux]
1	0.08	100.00	0.00
2	0.12	95.74	4.26
3	0.14	93.59	6.41
4	0.16	92.49	7.51
5	0.18	91.85	8.15
6	0.19	91.45	8.55
7	0.19	91.18	8.82
8	0.20	90.99	9.01
9	0.21	90.85	9.15
10	0.21	90.74	9.25

## 2.2. Inflation et population détenue

Avant de passer à l'analyse de stationnarité des données, qui permet de déterminer sur la base de quel modèle les dynamiques à long et court terme doivent être analysées, nous rappelons que la variable inflation n'est pas présentée sous forme de logarithme naturel (ln), car elle a été calculée sur la base de l'indice des prix à la consommation, qui lui a été transformé en logarithme naturel.

Le Tableau\_Annexe E-29 affiche les résultats de l'analyse de stationnarité des données en ayant recours au test ADF. Alors que les données concernant l'inflation sont intégrées d'ordre 1, celles relatives à la population pénitentiaire sont stationnaires, ce qui appelle à la stationnarisation des premières. Les résultats du test ADF après cette stationnarisation sont présentés dans le Tableau\_Annexe E-30 où nous constatons, effectivement, que les deux variables sont maintenant intégrées d'ordre 0, c'est-à-dire, stationnaires.

Afin d'analyser le modèle VAR le décalage optimal a été fixé à 4 en fonction de l'analyse des critères d'information (\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le *p-value*.

Tableau\_Annexe E-31). En effet, même si l'un des critères d'information (SC) indique 1 comme décalage optimal, l'analyse des résidus nous a permis de constater qu'un seul décalage ne serait pas suffisant à capturer l'ensemble des dynamiques entre la population pénitentiaire et l'inflation, c'est pourquoi nous avons conservé 4 décalages.

Le Tableau\_Annexe E-32 affiche, quant à lui, les résultats du modèle VAR. À long terme, les valeurs passées du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sont significativement liées (en termes statistiques) à ses propres valeurs futures. D'un autre côté, il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre l'inflation et la population pénitentiaire. Au niveau causal (au sens de granger), en revanche, la procédure de Toda-Yamamoto, dont les résultats sont affichés dans le Tableau\_Annexe E-33, indique qu'il existe un lien causal (au sens de Granger) unidirectionnel entre les deux variables de sorte que tout changement au niveau de l'inflation précède les modifications du volume de la population détenue. Finalement, il existe une corrélation statistiquement significative négative et de faible intensité entre ces deux variables, toute hausse/baisse de l'une étant suivie d'une baisse/hausse de l'autre ( $\rho = -0.376$ ,  $p = 0.01$ ). Par rapport à la relation à court terme, la Figure\_Annexe E-5 représente l'impact qu'un changement provoqué sur l'inflation a sur la population pénitentiaire. Nous constatons que, à court terme, une hausse de l'inflation est suivie d'une hausse de la population pénitentiaire. Si l'on se penche sur la décomposition de la variance (Tableau\_Annexe E-34), nous constatons que deux ans après le changement provoqué sur l'inflation (stationnarisé), 1.6 % de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est expliquée par ce changement.

**Tableau\_Annexe E-29 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.22 (0.20)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-6.17* (0.00)
inflation	Dérive	-1.35 (0.61)	-9.90* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.99 (0.59)	-10.12* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-30 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.22 (0.20)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-6.17* (0.00)
D[inflation]	Dérive	-9.90* (0.00)	-6.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-10.12* (0.00)	-6.81* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-31 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisées) en France dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.59	5.15	5.22	5.18
1	159.44	0.05	2.82	3.01*	2.89
2	6.70	0.06	2.83	3.15	2.96
3	8.98	0.06	2.80	3.26	2.98
4	22.23*	0.04*	2.54*	3.13	2.77*
5	1.05	0.05	2.64	3.36	2.92

\*Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.



**Tableau\_Annexe E-32 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

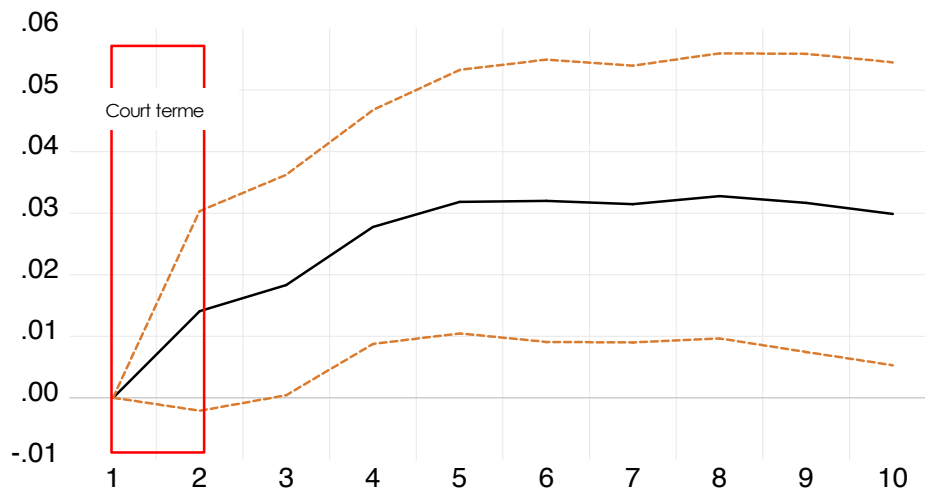
	(ln)taux de détenus	D[inflation]
(ln)taux de détenus (-1)	1.14	-4.41
(Erreur standard)	(0.13)	(4.29)
[statistique t]	[9.05]	[-1.03]
(ln)taux de détenus (-2)	-0.33	3.18
(Erreur standard)	(0.19)	(6.48)
[statistique t]	[-1.75]	[0.49]
(ln)taux de détenus (-3)	0.25	-1.46
(Erreur standard)	(0.19)	(6.32)
[statistique t]	[1.35]	[-0.23]
(ln)taux de détenus (-4)	-0.10	2.00
(Erreur standard)	(0.12)	(4.03)
[statistique t]	[-0.81]	[0.50]
D[inflation](-1)	0.01	-0.20
(Erreur standard)	(0.00)	(0.11)
[statistique t]	[1.75]	[-1.80]
D[inflation](-2)	0.00	-0.07
(Erreur standard)	(0.00)	(0.06)
[statistique t]	[1.14]	[-1.16]
D[inflation](-3)	0.01	0.09
(Erreur standard)	(0.00)	(0.06)
[statistique t]	[1.05]	[1.52]
D[inflation](-1)	0.00	0.26
(Erreur standard)	(0.00)	(0.06)
[statistique t]	[0.98]	[4.39]
C	0.17	3.01
(Erreur standard)	(0.16)	(5.38)
[statistique t]	[1.06]	[0.55]

**Tableau\_Annexe E-33 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	D[inflation]
(ln)taux de détenus		10.10 (0.04)
D[inflation]	1.82 (0.77)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe E-5 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants après un choc provoqué sur l'inflation (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**



Note : Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe E-34 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur l'inflation (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[inflation]
1	0.07	100.00	0.00
2	0.11	98.40	1.60
3	0.13	96.92	3.08
4	0.15	94.20	5.80
5	0.17	91.59	8.41
6	0.18	89.55	10.45
7	0.19	87.93	12.07
8	0.20	86.33	13.67
9	0.21	85.04	14.96
10	0.21	84.04	15.96

### 2.3. Pouvoir d'achat et population détenue

En termes de stationnarité des données, nous pouvons voir, dans le Tableau\_Annexe E-35, que le (ln)pouvoir d'achat est stationnaire alors que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est intégrée d'ordre 1, ce qui nous conduit à mettre en place la procédure de stationnarisation de cette dernière variable. Les résultats de l'analyse de stationnarité conduite après la mise en place de cette procédure nous permettent de constater que les variables sont effectivement toutes deux stationnaires (Tableau\_Annexe E-36).

Afin d'analyser le modèle VAR, le décalage optimal a été fixé à 1 (Tableau\_Annexe E-37) puisque l'analyse des résidus indique qu'il n'est pas nécessaire de considérer deux décalages pour capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables. Le Tableau\_Annexe E-38 intègre

les résultats de ce modèle, résultats qui indiquent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le pouvoir d'achat en France pendant la troisième période. Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) à travers la procédure de Toda-Yamamoto vont dans le même sens puisqu'ils pointent vers l'inexistence d'une relation de causalité (au sens de Granger) entre ces deux variables. En revanche, les deux variables sont significativement, positivement et fortement corrélées de sorte que toute augmentation de l'une sera suivie par une hausse de l'autre ( $\rho=0.890$ ,  $p<0.01$ ).

En analysant les dynamiques à court terme, nous pouvons voir dans la Figure\_Annexe E-6 qu'une hausse provoquée sur le pouvoir d'achat a un effet négligeable dans le volume de la population détenue. Si l'on se penche sur la décomposition de la variance de cette dernière, il s'avère que les variations du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants ne peuvent être expliquées par les variations du pouvoir d'achat (Tableau\_Annexe E-40). Ces résultats indiquent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à court terme entre ces deux variables.

**Tableau\_Annexe E-35 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.14 (0.69)	-7.25* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.67 (0.25)	-7.18* (0.00)
(ln)pouvoir d'achat	Dérive	-3.87* (0.00)	-3.28* (0.02)
	Dérive et tendance	-3.87* (0.02)	-4.39* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-36 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[ (ln)taux de détenus]	Dérive	-7.25* (0.00)	-7.78* (0.00)
	Dérive et tendance	-7.18* (0.00)	-7.71* (0.00)
(ln)pouvoir d'achat	Dérive	-3.87* (0.00)	-3.28* (0.02)
	Dérive et tendance	-3.87* (0.02)	-4.39* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-37 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.75	-1.67	-1.72
1	332.36	1.02e-06	-8.12	-7.90*	-8.03
2	13.69*	8.98e-07*	-8.25*	-7.88	-8.119*
3	3.74	9.64e-07	-8.18	-7.66	-7.98
4	1.06	1.10e-06	-8.05	-7.39	-7.80
5	4.45	1.15e-06	-8.01	-7.20	-7.70

\*Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

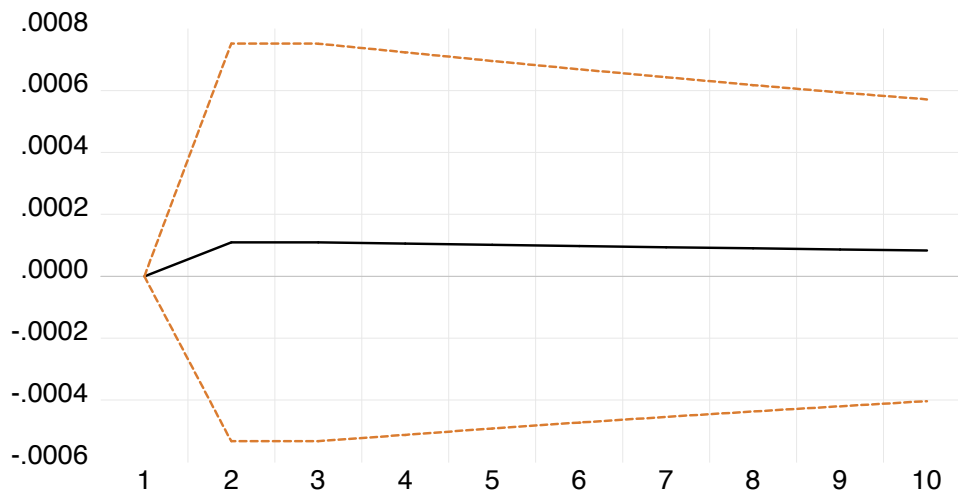
**Tableau\_Annexe E-38 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période**

	D[(ln)taux de détenus]	(ln)pouvoir d'achat
D[(ln)taux de détenus](-1)	0.04	-0.04
(Erreur standard)	(0.13)	(0.03)
[statistique t]	[0.27]	[-1.31]
(ln)pouvoir d'achat (-1)	0.01	0.96
(Erreur standard)	(0.01)	(0.00)
[statistique t]	[0.34]	[201.86]
C	-0.04	0.24
(Erreur standard)	(0.13)	(0.03)
[statistique t]	[-0.28]	[8.84]

**Tableau\_Annexe E-39 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)pouvoir d'achat
D[(ln)taux de détenus]		3.24 (0.20)
(ln)pouvoir d'achat	1.51 (0.47)	

**Figure\_Annexe E-6 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)pouvoir d'achat en France dans le contexte de la troisième période**



Note : Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe E-40 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)pouvoir d'achat sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)pouvoir d'achat
1	0.07	100.00	0.00
2	0.07	100.00	0.00
3	0.07	100.00	0.00
4	0.07	100.00	0.00
5	0.07	100.00	0.00
6	0.07	100.00	0.00
7	0.07	100.00	0.00
8	0.07	100.00	0.00
9	0.07	100.00	0.00
10	0.07	100.00	0.00

#### 2.4. Pourcentage de personnes sans emploi et population détenue

Le Tableau\_Annexe E-41 intègre les résultats de l'analyse de la stationnarité des données. Puisque le (ln)taux de détenus est stationnaire, le (ln)pourcentage de personnes sans emploi doit être stationnarisé afin de poursuivre les analyses. Le Tableau\_Annexe E-42 quant à lui affiche les résultats du test ADF une fois la procédure de stationnarisation achevée. Nous constatons que les deux variables sont maintenant toutes deux intégrées d'ordre 0, c'est-à-dire, stationnaires.

Afin de poursuivre sur l'analyse des dynamiques d'évolution à long terme entre la population détenue et le pourcentage de personnes sans emploi pendant la troisième période à travers

un modèle VAR, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information, qui sont présentés dans le Tableau\_Annexe E-43.

Les résultats du modèle VAR est présenté dans le Tableau\_Annexe E-44. Nous constatons qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le pourcentage de personnes sans emploi, ces deux variables ayant uniquement un effet sur elles-mêmes respectivement.

En termes de causalité (au sens de Granger), les résultats permettent de constater que ces deux variables ne sont pas non plus liées (Tableau\_Annexe E-45), malgré l'existence d'une corrélation statistique significative et positive d'intensité modérée ( $\rho=0.441$ ,  $p<0.01$ ).

La Figure\_Annexe E-7 présente, dans la représentation de gauche, la réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants à un choc appliqué sur le (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) et, sur le graphique de droite, la réponse de celui-ci à un choc appliqué sur le premier. Si une hausse du pourcentage de personnes sans emploi est suivie d'une légère baisse de la population détenue (représentation de droite), et une hausse de celle-ci d'une légère hausse du pourcentage de personnes sans emploi (représentation de gauche), nous constatons facilement que les effets sont minimes. D'ailleurs, si l'on se penche sur la décomposition de la variance d'une variable en fonction de l'autre, il s'avère que, sur les 73 ans qui composent la série, la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants expliquée par le (ln) pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) n'atteint pas 1 %. En revanche, la variance de celui-ci expliqué par le premier se situe à la hauteur de 1.1 %, ce qui suffit tous juste pour considérer qu'il existe une relation à court terme entre les variables dans le sens où une hausse de la population détenue est suivie d'une hausse du pourcentage de personnes sans emploi (Tableau\_Annexe E-46 et Tableau\_Annexe E-47, respectivement).

**Tableau\_Annexe E-41 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.22 (0.20)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-6.17* (0.00)
(ln)pourcentage de personnes sans emploi	Dérive	-2.58 (0.10)	-8.74* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.04 (0.57)	-8.88* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-42 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.22 (0.20)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-6.17* (0.00)
D[(ln)pourcentage de personnes sans emploi]	Dérive	-8.74* (0.00)	-10.12* (0.00)
	Dérive et tendance	-8.88* (0.00)	-10.05* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-43 . Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.78	-1.72	-1.76
1	162.31*	5.33e-05*	-4.16*	-3.97*	-4.09*
2	4.52	5.58e-05	-4.12	-3.79	-3.99
3	2.92	5.99e-05	-4.05	-3.59	-3.87
4	5.11	6.19e-05	-4.02	-3.43	-3.78
5	5.37	6.36e-05	-3.99	-3.28	-3.71

\*Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe E-44 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) en France dans le contexte de la troisième période**

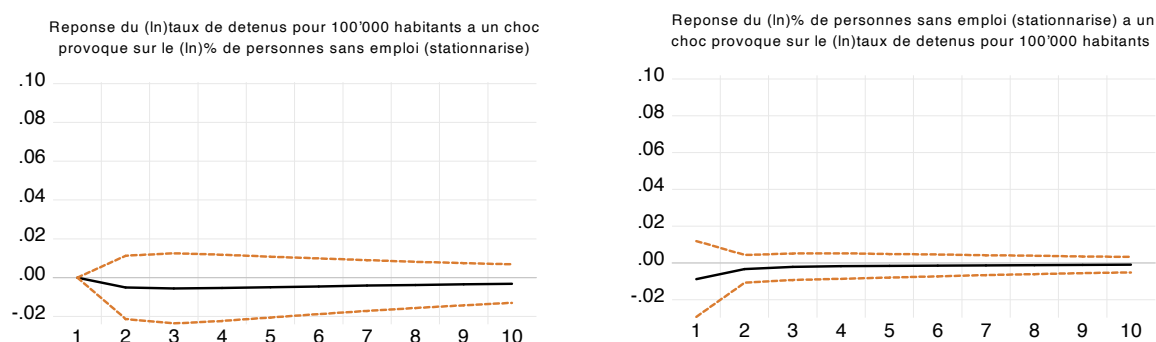
	(ln)taux de détenus	D[(ln)% de personnes sans emploi]
(ln)taux de détenus (-1)	0.91	-0.02
(Erreur standard)	(0.04)	(0.04)
[statistique t]	[24.17]	[-0.49]
D[(ln)% de personnes sans emploi](-1)	-0.06	0.20
(Erreur standard)	(0.09)	(0.09)
[statistique t]	[-0.63]	[2.06]
C	0.38	0.10
(Erreur standard)	(0.16)	(0.17)
[statistique t]	[2.29]	[0.58]

**Tableau\_Annexe E-45 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	D[(ln)pourcentage de personnes sans emploi]
(ln)taux de détenus		0.39 (0.53)
D[(ln)pourcentage de personnes sans emploi]	0.23 (0.63)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe E-7 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)pourcentage de personnes sans emploi (stationnarisé) à l'application d'un choc l'une sur l'autre en France dans le contexte de la troisième période**



**Note** : Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe E-46 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)pourcentage de personnes sans emploi sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)% de personnes sans emploi
1	0.09	100.00	0.00
2	0.12	99.81	0.19
3	0.14	99.69	0.31
4	0.15	99.63	0.37
5	0.16	99.59	0.41
6	0.17	99.56	0.44
7	0.18	99.55	0.45
8	0.19	99.53	0.47
9	0.19	99.52	0.48
10	0.20	99.52	0.48



**Tableau\_Annexe E-47 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)pourcentage de personnes sans emploi en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)% de personnes sans emploi
1	0.09	1.01	98.99
2	0.09	1.11	98.89
3	0.09	1.16	98.84
4	0.09	1.20	98.80
5	0.09	1.23	98.77
6	0.09	1.26	98.74
7	0.09	1.28	98.72
8	0.09	1.30	98.70
9	0.09	1.31	98.69
10	0.09	1.33	98.67

## 2.5. PIB et population détenue

En termes de stationnarité des données, les résultats du test ADF nous permettent de conclure que les deux variables sont stationnaires (Tableau\_Annexe E-48), ce qui permet de passer à l'analyse du modèle VAR sans avoir à mettre en place une procédure de stationnarisation. Pour ce faire, le décalage optimal à considérer a été fixé à 1 en fonction de l'analyse des critères d'informations, dont les résultats composent le Tableau\_Annexe E-49.

Le Tableau\_Annexe E-50 présente les résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB. À long terme, nous constatons qu'il existe, entre les variables, une relation circulaire dans le sens où les valeurs passées de chacune des variables sont significativement liées (en termes statistiques) aux valeurs futures de l'autre variable. En se penchant sur l'analyse de causalité (au sens de Granger) à travers la procédure de Toda-Yamamoto, les résultats indiquent également l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle entre les deux variables (Tableau\_Annexe E-51). Si l'on tient compte des résultats de l'analyse de corrélation, il s'avère que les deux variables sont significativement, positivement et modérément corrélées en termes statistiques ( $\rho=0.556$ ,  $p=0.01$ ), ce qui indique que toute hausse/baisse enregistrée au niveau d'une variable sera suivie d'une hausse/baisse au niveau de l'autre.

À court terme, la Figure\_Annexe E-8 permet de voir qu'un changement provoqué sur l'une ou l'autre variable est suivi d'une hausse subséquente de l'autre. Si l'on décompose la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)PIB, nous constatons que le pourcentage de variance de chacune des variables qui est expliqué par l'autre variable est inférieur à 1% sur 2 ans (Tableau\_Annexe E-52 et Tableau\_Annexe E-53, respectivement). En

revanche, au fur et à mesure que l'on s'éloigne du choc initial, ce pourcentage augmente de manière considérable, ce qui appuie les résultats indiquant l'existence d'une dynamique d'évolution à long terme entre les variables. Puisque la variance sur 2 ans est inférieure à 1%, nous considérons qu'il n'existe pas de relation à court terme entre les variables.

Compte tenu des résultats obtenus lors de l'analyse des résidus (Tableau\_Annexe E-54), nous pouvons conclure que le modèle construit est robuste.

**Tableau\_Annexe E-48 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.22 (0.20)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-6.17* (0.00)
(ln)PIB	Dérive	-2.77 (0.21)	-5.17* (0.00)
	Dérive et tendance	-5.65* (0.00)	-6.31* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-49 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.01	0.623	0.69	0.65
1	513.35*	3.02e-06*	-7.03*	-6.84*	-6.96*
2	6.56	3.07e-06	-7.02	-6.70	-6.89
3	1.43	3.37e-06	-6.93	-6.47	-6.75
4	8.24	3.30e-06	-6.95	-6.37	-6.72
5	2.31	3.57e-06	-6.87	-6.16	-6.59

\*Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

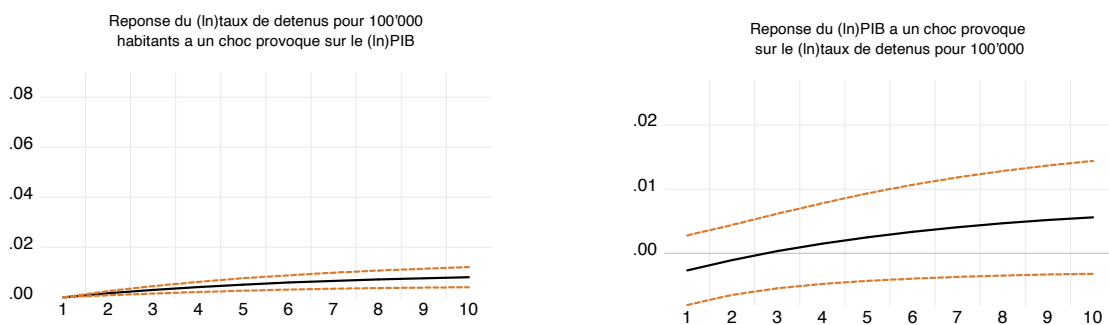
**Tableau\_Annexe E-50 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de la troisième période**

	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
(ln)taux de détenus (-1)	0.88	0.02
(Erreur standard)	(0.03)	(0.01)
[statistique t]	[27.01]	[2.01]
(ln)PIB (-1)	0.07	0.97
(Erreur standard)	(0.02)	(0.01)
[statistique t]	[4.12]	[192.85]
C	-0.16	0.24
(Erreur standard)	(0.18)	(0.05)
[statistique t]	[-0.92]	[4.46]

**Tableau\_Annexe E-51 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
(ln)taux de détenus		17.00 (0.00)
(ln)PIB	4.04 (0.04)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe E-8 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)PIB à un choc sur le (ln)PIB et le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, respectivement, en France dans le contexte de la troisième période**

**Note :** Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe E-52 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)PIB sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
1	0.08	100.00	0.00
2	0.10	99.97	0.02
3	0.12	99.92	0.08
4	0.13	99.84	0.16
5	0.14	99.72	0.28
6	0.14	99.58	0.42
7	0.15	99.41	0.59
8	0.15	99.22	0.78
9	0.16	99.01	0.99
10	0.16	98.79	1.21

**Tableau\_Annexe E-53 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)PIB sur 10 ans en France dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
1	0.08	1.32	98.68
2	0.10	0.79	99.21
3	0.12	0.55	99.45
4	0.13	0.54	99.46
5	0.14	0.70	99.30
6	0.14	1.00	99.00
7	0.15	1.39	98.61
8	0.15	1.84	98.16
9	0.16	2.34	97.66
10	0.16	2.87	97.13

**Tableau\_Annexe E-54 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)PIB en France dans le contexte de la troisième période**

Racine	Modulus
0.98	0.98
0.87	0.87

Aucune racine ne se trouve en dehors du cercle unitaire. Le VAR satisfait la condition de stabilité.

## 2.6. Coefficient de Gini et population détenue

En analysant la stationnarité des données, nous concluons que les variables sont toutes deux intégrées d'ordre 1 (Tableau\_Annexe E-55), ce qui nous permet de passer à l'analyse de cointégration. Pour ce faire, et en fonction de l'analyse des critères d'information

(Tableau\_Annexe E-56), le décalage optimal a été fixé à 1 (l'analyse des résidus indiquant que l'ensemble des dynamiques peuvent être capturées en considérant un seul décalage).

Les résultats de l'analyse des liens de cointégration sont affichés dans le Tableau\_Annexe E-57. Puisque le seuil de signification est supérieur à 5 %, nous pouvons conclure que les deux variables ne sont pas liées par une relation de cointégration. L'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) à travers la procédure de Toda-Yamamoto (Tableau\_Annexe E-58) montre que la variable (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants n'est pas liée par un lien de causalité (au sens de Granger) à la variable (ln)coefficient de Gini, même si les deux variables sont significativement, négativement et fortement corrélées ( $\rho = -0.735$ ,  $p < 0.01$ ).

**Tableau\_Annexe E-55 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en France dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.15 (0.69)	-7.18* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.67 (0.25)	-7.12* (0.00)
(ln)coefficient de Gini	Dérive	-1.65 (0.45)	-11.71* (0.00)
	Dérive et tendance	-0.91 (0.95)	-11.89* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe E-56 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en France dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.78	-1.71	-1.76
1	194.54	1.47e-05	-5.45	-5.23*	-5.37
2	14.09*	1.28e-05*	-5.59*	-5.22	-5.45*
3	5.12	1.34e-05	-5.55	-5.03	-5.35
4	4.53	1.41e-05	-5.50	-4.84	-5.25
5	5.27	1.45e-05	-5.48	-4.67	-5.16

\*Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe E-57 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en France dans le contexte de la troisième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	11.50	15.49	0.18	8.74	14.26	0.31
r ≤ 1	2.76	3.84	0.10	2.76	3.84	0.10

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe E-58 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)coefficient de Gini
(ln)taux de détenus		2.57 (0.11)
(ln)coefficient de Gini	0.29 (0.59)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## Annexe F. Analyses statistiques détaillées concernant le lien entre criminalité, économie et détention en France dans le contexte de l'analyse globale (1831-2019)

### SECTION 1 : CRIMINALITÉ ET EMPRISONNEMENT

#### 1.1. Activité des parquets et population détenue

Le Tableau\_Annexe F-1 présente les résultats du test *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) pour chaque variable. La valeur présentée entre parenthèses correspond au seuil de significativité. Les résultats présentés dans le tableau indiquent que toutes les variables sont non stationnaires. Ceci signifie que nous retenons l'hypothèse nulle et pouvons conclure à l'existence d'une racine unitaire au sein des variables. Toutes les variables sont en effet intégrées d'ordre un, c'est-à-dire  $I(1)$ .

Afin de déterminer le niveau de décalage optimal à prendre en compte dans le modèle VAR, nous avons utilisé les critères d'information LR, FPE, AIC, SC et HQ. Les résultats sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-2. Nous constatons que trois critères d'information (LR, FPE et AIC) indiquent 3 comme décalage optimal, et deux autres indiquent 1 (SC et HQ). Étant donné que la qualité du modèle diminue au fur et à mesure que le nombre de décalages augmente, comme nous le savons, nous avons décidé de conserver 1 décalage, d'autant plus que l'analyse des résidus nous permet de constater qu'un décalage permet de tenir compte de l'ensemble des dynamiques entre les variables.

Les résultats des analyses de cointégration en ayant recours au Teste de Johansen sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-3. Nous constatons qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les séries de variables. Nous pouvons toutefois avoir davantage d'information quant au sens de leur lien, notamment en termes de causalité (au sens de Granger). Les résultats du test de causalité (au sens de Granger) à travers la de Toda-Yamamoto sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-4, où nous pouvons voir qu'il existe en effet une relation de causalité (au sens de Granger) entre l'activité des parquets et le taux de détenus pour 100'000 habitants dans le sens où des changements au niveau de l'activité des parquets première variable précèdent les changements au niveau de la population détenue. Les deux variables sont aussi significativement et négativement corrélées (taux d'affaires traitées par les parquets et taux de détenus :  $\rho=-0.356, p<0.01$  ; taux d'affaires poursuivies par les parquets et taux de détenus :  $\rho=-0.334, p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe F-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets (ln) (pour 100'000 habitants) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.36 (0.15)	-12.08* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.30 (0.43)	-12.06* (0.00)
(ln)taux d'affaires traitées par les parquets	Dérive	-0.46 (0.90)	-13.02* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.37 (0.87)	-12.99* (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	Dérive	-0.12 (0.94)	-7.95* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.34 (0.87)	-7.93* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs entre parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant les populations pénitentiaires (ln) et l'activité des parquets (ln) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.01	3.67	3.74	3.71
1	1705.64	6.44 <sup>e-07</sup>	-5.74	-5.53*	-5.66*
2	15.42	6.51 <sup>e-07</sup>	-5.73	-5.36	-5.58
3	38.18*	5.77 <sup>e-07</sup> *	-5.85*	-5.33	-5.64
4	3.58	6.23 <sup>e-07</sup> *	-5.78	-5.09	-5.50
5	12.05	6.40 <sup>e-07</sup> *	-5.75	-4.91	-5.41

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe F-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en France dans le contexte de l'analyse globale.**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5%)	Prob.*	Statistique	C (5%)	Prob.*
Aucun	33.99	42.92	0.29	22.95	25.82	0.11
$r \leq 1$	11.05	25.87	0.87	7.78	19.39	0.84
$r \leq 2$	3.27	12.52	0.84	3.27	12.52	0.84

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.



**Tableau\_Annexe F-4 : Résultats du test de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] et le taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées		
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'affaires traitées par les parquets	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
(ln)taux de détenus		1.87 (0.39)	5.13 (0.07)
(ln)taux d'affaires traitées par les parquets	13.20 (0.00)		5.91 (0.05)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	7.96 (0.02)	1.05 (0.59)	

## 1.2. Activité des tribunaux correctionnels et population détenue

Le Tableau\_Annexe F-5 présente les résultats du test ADF. Nous constatons que les deux variables sont intégrées en 1<sup>re</sup> différence, ce qui indique que ces variables présentent une racine unitaire et qu'elles sont intégrées d'ordre 1. Une fois le niveau d'intégration déterminé, nous passons à l'analyse des critères d'information qui nous permettent de déterminer le décalage optimal pour l'analyse de cointégration. En fonction des résultats de cette analyse, présentés dans le Tableau\_Annexe F-6, nous considérerons 1 décalage.

Les résultats du test de Johansen sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-7. Les deux tests (Trace et  $\lambda$ -max) nous permettent de rejeter l'hypothèse nulle (pas de relation de cointégration entre les séries de variables) ce qui signifie qu'il existe bel et bien une relation de cointégration à long terme entre l'activité des tribunaux correctionnels, mesurée par le taux de prévenus jugés par ces instances, et les populations pénitentiaires, mesurée par le taux de détenus pour 100'000 habitants. Le test de Johansen fournit également des informations quant à la nature de la relation entre les deux séries de variables notamment à travers le coefficient de cointégration normalisé qui ici est égale à 0.10 ce qui indique que ces deux variables sont négativement liées. L'équation de cointégration du modèle à long terme est :

$$ect_{t-1} = 1.00 ATC_{t-1} + 0.09 Det_{t-1} - 6.58$$

Le Tableau\_Annexe F-8 et le Tableau\_Annexe F-9 intègrent, respectivement, les résultats de la procédure de Toda-Yamamoto et du modèle VECM.

Ces résultats indiquent qu'il existe un lien de causalité (au sens de Granger) unidirectionnel entre le taux de détenus pour 100'000 habitants et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants. En d'autres mots, les changements du taux de détenus

## Annexes

pour 100'000 habitants précèdent ceux du taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants.

En prenant en considération la relation unidirectionnelle mise en exergue par la procédure de Toda-Yamamoto, le modèle VECM a été estimé en considérant le taux de détenus pour 100'000 habitants comme variable indépendante et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants comme variable dépendante. Ce modèle nous permet d'analyser comment les déviations à long terme sont corrigées à court terme.

Le modèle VECM estimé assume la forme suivante :

$$\Delta \log\_ATC_t = -0.15 ect_{t-1} + 0.12 \Delta \log\_ATC_{t-1} + 0.004 \Delta \log\_Det_{t-1} + 0.000$$

D'un autre côté, l'équation de cointégration du modèle à long terme est :

$$ect_{t-1} = 1.00 ATC_{t-1} + 0.09 Det_{t-1} - 6.58$$

La variable C (1) est en lien avec la vitesse d'ajustement vers un équilibre à long terme. Nous constatons que cette valeur est négative et statistiquement significative, les deux conditions requises pour que la valeur soit retenue dans le modèle. Le coefficient relatif à C (1) indique que 15 % des écarts par rapport à l'équilibre de long terme sont corrigés chaque année. C (2) et C (3) sont les coefficients correspondants aux dynamiques à court terme, le premier est à notre variable dépendante (l'activité des tribunaux correctionnels), et le deuxième à la variable indépendante (populations pénitentiaires). Le coefficient relatif à C (3) nous informe si les tendances des populations pénitentiaires déterminent les tendances de l'activité des tribunaux correctionnels à court terme. Pour ce faire, nous testons ce coefficient en ayant recours au test de Wald, dont les résultats sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-10.

Les résultats nous mènent à corroborer l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de lien à court terme entre le taux de détenus pour 100'000 habitants et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants étant donné que le seuil de signification du  $\chi^2$  est supérieur à 5 %. Afin de garantir la robustesse de notre modèle, nous avons conduit des tests de diagnostic concernant l'éventuelle existence d'une corrélation sérielle et la stabilité du modèle dont les résultats sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-11 et la Figure\_Annexe F-1 respectivement. Par rapport aux résultats présentés dans le Tableau\_Annexe F-11, nous constatons que le seuil de significativité est supérieur à 5 % ce qui nous conduit à corroborer l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de corrélation sérielle entre ces variables. D'un autre côté, la Figure\_Annexe F-1 nous permet de constater que le modèle est dynamiquement stable puisque le tracé CUSUM (ligne bleue) se situe à l'intérieur du seuil de significativité fixé à 5 % (ligne orange pointillée).

**Tableau\_Annexe F-5 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.36 (0.15)	-12.08* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.54 (0.31)	-12.06* (0.00)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-1.96 (0.30)	-11.32 (0.00)
	Dérive et tendance	-2.54 (0.31)	-11.31* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-6 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.01	0.76	0.80	0.78
1	808.96*	8.57E-05*	-3.69*	-3.58*	-3.65*
2	6.48	8.63E-05	-3.68	-3.51	-3.61
3	8.17	8.61E-05	-3.68	-3.44	-3.58
4	6.82	8.65E-05	-3.68	-3.36	-3.55
5	1.81	8.94E-05	-3.65	-3.26	-3.50

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe F-7 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	de Statistique de	Trace test			$\lambda$ -max test		
		C (5 %)	Prob.**	Statistique	C (5 %)	Prob.**	
r=0	28.07	25.87	0.03*	21.58	19.39	0.02*	
r ≤ 1	6.49	12.52	0.40	6.49	12.52	0.40	

\* Les résultats indiquent la présence d'une relation de cointégration ; \*\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe F-8 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
(ln)taux de détenus		3.10 (0.21)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	8.36 (0.02)	

**Tableau\_Annexe F-9 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable	Coefficient	Erreur standard	Statistique t	Prob.
C (1)	-0.15	0.04	-4.18	0.00
C (2)	0.12	0.08	1.52	0.13
C (3)	0.01	0.06	0.03	0.98
C (4)	0.04	0.01	3.60	0.00

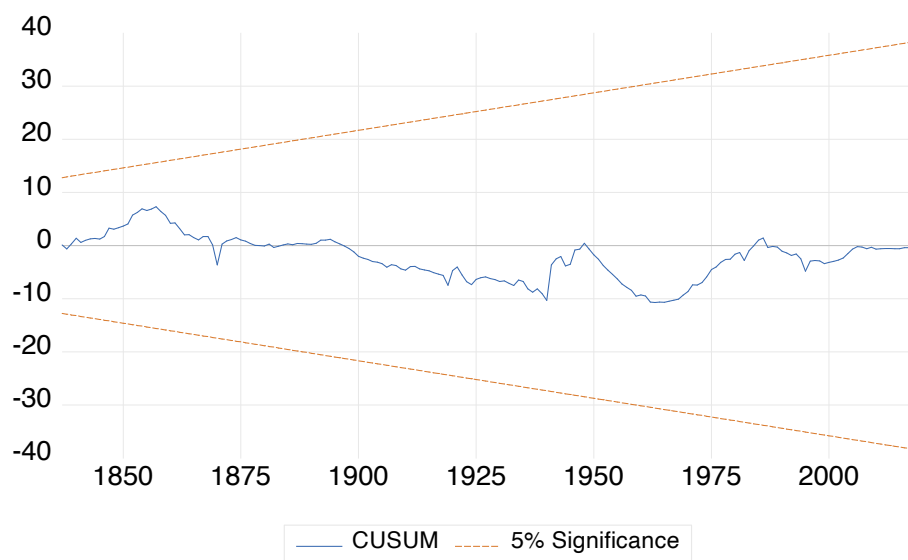
**Tableau\_Annexe F-10 : Résultats du test Wald relatif à la relation à court terme entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale**

Test Wald	Valeur	Df	Prob.
Statistique F	0.01	(1.182)	0.92
Chi <sup>2</sup>	0.01	1	0.92

**Tableau\_Annexe F-11 : Résultats du test de diagnostic de corrélation sérielle Breusch-Godfrey en considérant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale**

Test Breusch-Godfrey	Valeur	Prob.
Statistique F	2.04	0.16
Chi <sup>2</sup>	2.07	0.16

**Figure\_Annexe F-1 : Résultats de l'analyse de la stabilité dynamique du modèle VECM intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale**



**Note :** Graphique exporté du logiciel Eviews

### 1.3. Activité des cours d'assises et population détenue

Le Tableau\_Annexe F-12 présente les résultats du test ADF. Nous constatons que les deux variables sont intégrées en 1<sup>re</sup> différence, présentant donc, toutes deux, une racine unitaire.

Les résultats de l'analyse des différents critères d'informations sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-13. Nous constatons que les résultats de deux tests fixent le décalage optimal à 3 (FPE et AIC), et les résultats de deux autres tests le fixent à 1 (SC et HQ). À l'image de ce que nous avons fait jusque-là, nous privilégions le décalage le plus bas, soit 1, d'autant plus que l'analyse des résidus indique qu'un décalage suffit à capturer les dynamiques entre les variables.

Le Tableau\_Annexe F-14, quant à lui, présente les résultats du test de Johansen qui nous permet d'analyser l'existence (éventuelle) de relations de cointégration.

Nous constatons que les deux tests (Trace et  $\lambda$ -max) permettent de corroborer l'hypothèse nulle ce qui signifie qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre ces deux séries de variables, qui évoluent de manière indépendante.

Le Tableau\_Annexe F-15 intègre les résultats de la procédure d'analyse de causalité de Toda-Yamamoto. Nous constatons rapidement qu'il n'existe aucune relation de causalité (au sens de Granger) entre l'activité des cours d'assises et la population pénitentiaire, malgré l'existence d'une corrélation statistique significative positive et d'intensité modérée entre elles ( $\rho=0.574$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe F-12 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.36 (0.15)	-12.11* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.30 (0.43)	-12.09* (0.00)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	Dérive	-2.63 (0.08)	-11.16 (0.00)
	Dérive et tendance	-3.98 (0.10)	-11.16* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs entre parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-13 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en France dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.03	2.31	2.35	2.33
1	988.85	0.00	-3.11	-3.00*	-3.07*
2	10.12	0.00	-3.12	-2.95	-3.05
3	10.25	0.00*	-3.14*	-2.89	-3.04
4	2.64	0.00	-3.11	-2.79	-2.98
5	12.26*	0.00	-3.13	-2.75	-2.98

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe F-14 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en France dans le contexte de l'analyse globale**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	de	Trace test			$\lambda$ -max test		
		Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0		14.92	15.49	0.06	10.53	14.26	0.18
r ≤ 1		4.38	3.84	0.04	4.38	3.84	0.04

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe F-15 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises
(ln)taux de détenus		1.38 (0.50)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	1.64 (0.44)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## SECTION 2 : ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT

### 2.1. Pouvoir d'achat et population détenue

#### **Pouvoir d'achat (1) : 1831-1938**

Les résultats du test ADF, affichés dans le Tableau\_Annexe F-16, nous permettent de constater que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat sont intégrés d'ordre 1. Afin de conduire le test de Johansen, le décalage optimal a été fixé à 3 en fonction des résultats des critères d'information présentés dans le Tableau\_Annexe F-17.

Le Tableau\_Annexe F-18 nous permet de conclure qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les deux variables. En analysant le lien de causalité (au sens de Granger) à travers la procédure Toda-Yamamoto, dont les résultats figurent dans le Tableau\_Annexe F-19, nous concluons que les variables sont liées par une relation de causalité (au sens de Granger). Les variables sont également négativement corrélées de sorte que toute hausse/baisse de l'une des variables est suivie d'une baisse/hausse de l'autre ( $\rho = -0.890$ ,  $p < 0.01$ ).

**Tableau\_Annexe F-16 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1831-1938) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.63 (0.86)	-9.90* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.74 (0.22)	-9.94* (0.00)
(ln)pouvoir d'achat	Dérive	-0.51 (0.88)	-10.43* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.67 (0.25)	-10.41* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-17 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1831-1938) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-0.45	-0.40	-0.43
1	466.24	2.23e-05	-5.03	-4.88*	-4.97
2	9.53	2.19e-05	-5.05	-4.79	-4.95
3	13.70*	2.05e-05*	-5.12*	-4.76	-4.97*
4	5.32	2.10e-05	-5.10	-4.64	-4.92
5	3.06	2.19e-05	-5.05	-4.49	-4.82

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère

**Tableau\_Annexe F-18 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1831-1938) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Statistique	Trace test		$\lambda$ -max test		
		C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	10.98	15.49	0.21	10.84	14.26	0.16
r ≤ 1	0.15	3.84	0.70	0.15	3.84	0.70

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe F-19 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1831-1938) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)pouvoir d'achat
(ln)taux de détenus		35.85 (0.00)
(ln) pouvoir d'achat	2.47 (0.29)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

### Pouvoir d'achat (2) : 1960-2019

Selon les résultats du test ADF présentés dans le Tableau\_Annexe F-20 nous constatons que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est intégré d'ordre 1 alors que le pouvoir d'achat est stationnaire, ce qui nous pousse à stationnariser la première variable. Les résultats du test ADF après cette stationnarisation sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-27.

Le décalage optimal a été fixé à 2 en fonction des résultats de l'analyse des différents critères d'information qui figurent dans le Tableau\_Annexe F-28 présente les informations relatives au modèle VAR. Le seul impact significatif ( $t > 2$ ) est celui du décalage d'une période du pouvoir d'achat sur le pouvoir d'achat lui-même. Aucun impact n'est en effet détecté sur la population pénitentiaire, ce qui indique qu'il n'existe pas de relation à long terme entre le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) et le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé). Pour ce qui est des liens de causalité et corrélation, ces variables ne sont ni causalement liées (au sens de Granger) (Tableau\_Annexe F-30) ni corrélées ( $\rho = -0.041$ ,  $p = 0.76$ ).

À court terme, un choc provoqué au niveau du pouvoir d'achat aura un effet presque immédiat sur le la population détenue (stationnarisé) qui augmentera pendant les premiers quatre ans, puis baissera jusqu'à six ans, pour augmenter une nouvelle fois et se stabiliser huit ans après le choc (Figure\_Annexe F-2). Le Tableau\_Annexe F-25 intègre les résultats de la décomposition de la variance enregistrée au niveau des populations enfermées. Nous pouvons voir que deux ans après le choc, 4.0 % de la variance des populations pénitentiaires est expliquée par la variance provoquée au niveau du pouvoir d'achat, il existe ainsi effectivement une relation à court terme, telle que définie dans le cadre de cette recherche,



entre les variables. Les résidus permettent de conclure que le modèle est stable (voir Annexe D).

**Tableau\_Annexe F-20: Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>ère</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.14 (0.69)	-7.25* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.67 (0.25)	-7.18* (0.00)
(ln)pouvoir d'achat	Dérive	-3.87* (0.04)	-3.28* (0.02)
	Dérive et tendance	-3.87* (0.02)	-4.39* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-21: Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>ère</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-7.24* (0.00)	-7.78* (0.00)
	Dérive et tendance	-7.19* (0.00)	-7.71* (0.00)
(ln)pouvoir d'achat	Dérive	-3.87* (0.04)	-3.28* (0.02)
	Dérive et tendance	-3.87* (0.02)	-4.39* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-22: Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.75	-1.67	-1.72
1	332.36	1.02 <sup>e-06</sup>	-8.12	-7.90*	-8.03
2	13.69*	8.98 <sup>-07*</sup>	-8.25*	-7.88	-8.11*
3	3.74	9.64 <sup>-07</sup>	-8.18	-7.66	-7.99
4	1.06	1.10 <sup>-06</sup>	-8.05	-7.39	-7.80
5	4.45	1.15 <sup>-06</sup>	-8.01	-7.20	-7.70

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère

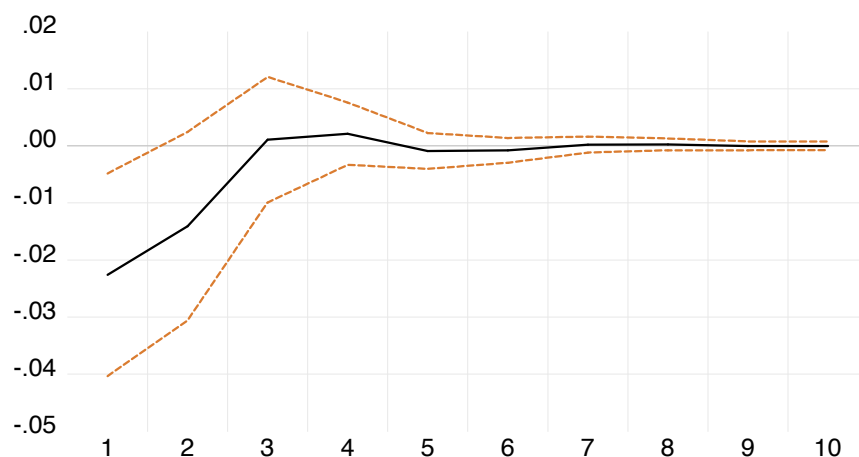
**Tableau\_Annexe F-23: Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

	(ln)pouvoir d'achat	D[(ln)taux de détenus]
(ln)pouvoir d'achat (-1)	1.39	-1.18
(Erreur standard)	(0.13)	(0.69)
[statistique t]	[11.04]	[-1.73]
(ln)pouvoir d'achat (-2)	-0.41	1.15
(Erreur standard)	(0.13)	(0.66)
[statistique t]	[-3.38]	[1.75]
D[(ln)taux de détenus] (-1)	-0.01	0.04
(Erreur standard)	(0.03)	(0.14)
[statistique t]	[-0.49]	[-0.31]
D[(ln)taux de détenus] (-2)	0.03	-0.32
(Erreur standard)	(0.02)	(0.13)
[statistique t]	[1.11]	[-2.43]
C	0.11	0.23
	(0.04)	(0.21)
	[2.95]	[1.11]

**Tableau\_Annexe F-24: Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)pouvoir d'achat
D[(ln)taux de détenus]		3.24 (0.20)
(ln)pouvoir d'achat	1.51 (0.47)	

**Figure\_Annexe F-2: Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) après un choc provoqué sur le (ln)pouvoir d'achat (1960-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**



Note : Graphique exporté du logiciel Eviews

**Tableau\_Annexe F-25: Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le pouvoir d'achat (1960-2019) sur 10 ans dans le contexte de l'analyse globale**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)pouvoir d'achat
1	0.07	100.00	0.00
2	0.07	95.91	4.01
3	0.07	95.67	4.34
4	0.07	95.59	4.41
5	0.07	95.59	4.40
6	0.07	95.59	4.41
7	0.07	95.59	4.41
8	0.07	95.59	4.41
9	0.07	95.59	4.41
10	0.07	95.59	4.41

## 2.2. PIB et population détenue

Les résultats des analyses de stationnarité concernant ces deux variables sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-26. Les deux variables présentent une racine unitaire et sont donc intégrées d'ordre 1.

Le Tableau\_Annexe F-27 présente l'analyse de l'analyse des critères d'information pour déterminer le décalage optimal. Compte tenu de ces résultats et de l'analyse des résidus, nous fixons ce décalage à 1. Le Tableau\_Annexe F-28, quant à lui, affiche les résultats du test de cointégration de Johansen. Les résultats du *trace test* et du  *$\lambda$ -max test* indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les deux séries de variables.

Malgré l'absence de lien de cointégration, nous pouvons analyser l'existence d'une relation de causalité (au sens de Granger) entre ces deux variables en ayant recours à la procédure de Toda-Yamamoto, dont les résultats sont affichés dans le Tableau\_Annexe F-29. Nous pouvons voir qu'il existe un lien de causalité (au sens de Granger) bidirectionnel entre le taux de détenus et le PIB. Le coefficient de corrélation étant statistiquement significatif et négatif ( $\rho = -0.365$ ,  $p < 0.01$ ) nous pouvons conclure qu'une hausse du PIB/taux de détenus est suivie d'une baisse du taux de détenus/PIB (respectivement).

**Tableau\_Annexe F-26 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.36 (0.15)	-12.10* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.29 (0.44)	-12.09* (0.00)
(ln)PIB	Dérive	0.38 (0.98)	-12.31* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.70 (0.75)	-12.33* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-27 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.12	3.55	3.58	3.57
1	1393.84	5.65e-05	-4.10	-4.00*	-4.06*
2	7.27	5.67e-05	-4.10	-3.93	-4.03
3	8.38	5.65e-05	-4.11	-3.86	-4.00
4	22.02*	5.20e-05*	-4.16*	-3.84	-4.02
5	7.22	5.21e-05	-4.19	-3.87	-4.06

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe F-28 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de l'analyse globale**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5%)	Prob.*	Statistique	C (5%)	Prob.*
r=0	10.14	15.49	0.27	9.81	14.26	0.22
r ≤ 1	0.33	3.84	0.56	0.33	3.84	0.56

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe F-29 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
(ln)taux de détenus		28.20 (0.00)
(ln)PIB	16.75 (0.01)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

2.3. Indice de production industrielle et population détenue**Indice de production industrielle (1) : 1831-1913**

Les résultats du test de stationnarité (Tableau\_Annexe F-30) indiquent que les deux variables sont intégrées de même ordre – I (1). L'analyse des relations de cointégration, en considérant 2 comme décalage optimal (Tableau\_Annexe F-31). Nous pouvons voir qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les deux séries de données. Les résultats de l'analyse du lien de causalité en utilisant la procédure de Toda-Yamamoto vont dans le même sens (Tableau\_Annexe F-33) en indiquant l'inexistence d'une relation de causalité (au sens de Granger), malgré l'existence d'une corrélation statistique significative et négative de forte intensité entre elles ( $\rho = -0.605$ ,  $p < 0.01$ ).

**Tableau\_Annexe F-30 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)indice de production industrielle (1831-1913) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.59 (0.87)	-9.93* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.96 (0.61)	-10.03 (0.00)
(ln)indice de production industrielle	Dérive	-1.37 (0.59)	-10.18* (0.00)
	Dérive et tendance	-5.87 (0.10)	-10.13* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-31 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle (1831-1913) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.03	2.10	2.16	2.13
1	293.99	0.00	-1.71	-1.53*	-1.64
2	14.23*	0.00*	-1.81*	-1.51	-1.69*
3	7.02	0.00	-1.80	-1.38	-1.63
4	2.88	0.00	-1.74	-1.20	-1.53
5	2.58	0.00	-1.68	-1.01	-1.41

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe F-32 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle (1831-1913) en France dans le contexte de l'analyse globale**

	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques						
r=0	6.25	15.49	0.67	6.21	14.26	0.59
r ≤ 1	0.04	3.84	0.83	3.84	3.84	0.83

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe F-33 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle (1831-1913) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)indice de production industrielle
(ln)taux de détenus		3.18 (0.20)
(ln)indice de production industrielle	1.69 (0.43)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

### Indice de production industrielle (2) : 1920-1913

L'analyse des résultats du test ADF (Tableau\_Annexe F-34) permet de conclure que les variables ne sont pas intégrées de même ordre : alors que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est une variable intégrée d'ordre 1, I (1), le (ln)indice de production industrielle est stationnaire, ce qui appelle à la stationnarisation de la première variable. Nous pouvons voir dans le Tableau\_Annexe F-35 qu'après le processus de stationnarisation les variables sont en effet stationnaires.

Le Tableau\_Annexe F-36 présente les résultats des analyses des critères d'information qui nous ont permis de fixer le décalage optimal à 1. Le Tableau\_Annexe F-37 intègre les informations relatives au modèle VAR. Le seul lien statistiquement significatif est celui entre le décalage d'une période de l'indice de production industrielle et les valeurs futures de cette même variable, ce qui signifie que cet indice au moment z est influencé par sa propre valeur au moment z-1. Il n'existe, ainsi, aucune relation à long ou à court terme entre l'indice de production industrielle et la population pénitentiaire en France entre 1955 et 2019.

La procédure de Toda-Yamamoto, dont les résultats sont présentés dans le Tableau\_Annexe F-38, conclut aussi à l'inexistence d'une relation de causalité (au sens de Granger) entre les populations enfermées et la production industrielle, variables qui ne sont pas non plus corrélées de manière significative en termes statistiques ( $\rho=0.037$ ,  $p=0.771$ ).

Par rapport à l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre l'indice de production industrielle et la population détenue, nous constatons que l'effet d'une variable sur

l'autre à court terme semble minime, indépendamment de la variable explicative considérée (Figure\_Annexe F-3).

Si on se penche sur la décomposition de la variance, nous pouvons voir qu'une variation de l'indice de production industrielle est responsable de moins de 0.1 % de la variance du taux de population pénitentiaire sur 10 ans. Deux ans après le choc, ce pourcentage est 0.01% (Tableau\_Annexe F-39). L'effet qu'un changement provoqué au niveau de la population détenue a sur l'indice de production industrielle est en revanche plus marqué puisqu'une hausse de la population pénitentiaire se reflétera par une baisse de l'indice de production industrielle. Deux ans après ce changement, 1.1 % de la variance de cet indice est expliqué par la hausse provoquée sur le volume de la population détenue (Tableau\_Annexe F-40). Malgré cet effet modeste, et une variance inférieure à 1 %, nous concluons qu'il existe une relation à court terme entre les variables dans le sens où une hausse provoquée sur la population détenue sera suivie d'une baisse de l'indice de production industrielle.

**Tableau\_Annexe F-34 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.60 (0.47)	-7.50* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.88 (0.17)	-7.49* (0.00)
(ln)indice de production industrielle	Dérive	-5.30* (0.00)	-6.28* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.22* (0.00)	-7.83* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-35 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-7.50* (0.00)	-8.41* (0.00)
	Dérive et tendance	-7.50* (0.00)	-8.34* (0.00)
(ln)indice de production industrielle	Dérive	-5.30* (0.00)	-6.28* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.21* (0.00)	-7.83* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe F-36 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100,000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2.24	6.48	6.55	6.51
1	221.94*	0.05*	2.66*	2.87*	2.74
2	6.86	0.05	2.66	3.02	2.80*
3	1.39	0.05	2.77	3.27	2.97
4	3.78	0.06	2.83	3.47	3.08
5	1.92	0.06	2.93	3.70	3.23

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère

**Tableau\_Annexe F-37 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

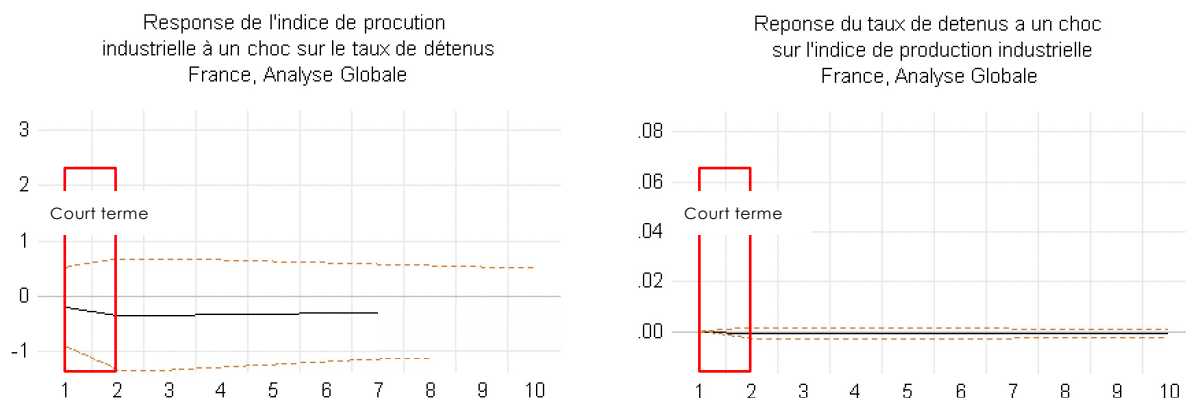
	(ln)indice de production industrielle	D[(ln)taux de détenus]
(ln)indice de production industrielle (-1)	0.96	-0.001
(Erreur standard)	(0.01)	(0.00)
[statistique t]	[64.90]	[-0.71]
D[(ln)taux de détenus] (-1)	-1.90	0.03
(Erreur standard)	(4.92)	(0.13)
[statistique t]	[-0.39]	[0.29]
C	4.21	0.04
(Erreur standard)	(1.25)	(0.03)
[statistique t]	[3.36]	[1.07]

**Tableau\_Annexe F-38 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en France dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)indice de production industrielle
D[(ln)taux de détenus]		0.51 (0.48)
(ln)indice de production industrielle	0.14 (0.70)	



**Figure Annexe F-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et du (ln)indice de production industrielle (1955-2019) après un choc provoqué sur chacune des variables en France dans le contexte de l'analyse globale**



**Note :** Graphiques exportés de Eviews

**Tableau Annexe F-39 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)indice de production industrielle (1955-2019) sur 10 ans dans le contexte de l'analyse globale**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)indice de production industrielle
1	0.07	100.00	0.00
2	0.07	99.99	0.01
3	0.07	99.98	0.02
4	0.07	99.97	0.03
5	0.07	99.96	0.04
6	0.07	99.95	0.05
7	0.07	99.94	0.06
8	0.07	99.93	0.07
9	0.07	99.93	0.07
10	0.07	99.92	0.08

**Tableau\_Annexe F-40 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)indice de production industrielle (1955-2019) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans dans le contexte de l'analyse globale**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)indice de production industrielle
1	2.89	0.57	99.43
2	3.99	1.07	98.93
3	4.81	1.25	98.75
4	5.45	1.34	98.66
5	5.99	1.39	98.60
6	6.45	1.43	98.57
7	6.85	1.45	98.54
8	7.20	1.47	98.53
9	7.51	1.49	98.51
10	0.07	99.92	0.08

## Annexe G. Analyses statistiques détaillées concernant le lien entre criminalité, économie et détention en Belgique dans le contexte de l'analyse première période (1831-1837)

### SECTION 1 : CRIMINALITÉ ET EMPRISONNEMENT

#### 1.1. Activité des parquets et population détenue

Le Tableau\_Annexe G-1 présente les résultats du test de racine unitaire ADF. Nous constatons que les variables sont toutes intégrées d'ordre 2 donc non stationnaires. Pour analyser l'existence d'éventuels liens de cointégration, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction de l'analyse des critères d'informations (Tableau\_Annexe G-2)

En effet, malgré l'indication de 3 décalages par trois tests l'analyse des résidus indique qu'un seul décalage suffit à capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables.

Le Tableau\_Annexe G-3 et le Tableau\_Annexe G-4 intègrent, eux, les résultats de l'analyse de cointégration entre chacune des variables traduisant l'activité des parquets et la population enfermée. Les résultats indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre la population détenue et l'activité des parquets, quelle que soit la variable considérée. En d'autres termes, il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre ces variables.

Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) (Tableau\_Annexe G-5) et de corrélation ( $\rho$ ) (affaires entrées aux parquets et population détenue :  $\rho=0.10$ ,  $p=0.76$ ; affaires poursuivies par les parquets et population détenue :  $\rho=-0.03$ ,  $p=0.93$ ) vont dans le même sens en indiquant l'inexistence de quelque relation statistiquement significative entre les variables.

**Tableau\_Annexe G-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence	2 <sup>e</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	0.84 (0.99)	-2.62 (0.11)	-6.24* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.56 (0.30)	-3.01 (0.16)	-6.01* (0.00)
(ln)taux d'affaires entrées aux parquets	Dérive	-1.40 (0.54)	-2.13 (0.24)	-4.29* (0.01)
	Dérive et tendance	0.99 (0.99)	-3.61 (0.09)	-5.89* (0.01)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	Dérive	-1.30 (0.58)	-1.34 (0.57)	-3.23* (0.05)
	Dérive et tendance	0.55 (0.99)	-2.26 (0.25)	-4.09 (0.05)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe G-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.29	-2.20	-2.31
1	-169.37	NA	0.00	2.55	2.62
2	204.43	725.44	1.16e-05	-2.85	-2.59*
3	223.23	35.65	1.00e-05	-3.00	-2.54
4	236.11	23.85*	9.48e-06*	-3.05*	-2.41
5	243.27	12.93	9.75e-06	-3.03	-2.19

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe G-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	12.08	15.49	0.15	12.05	14.26	0.11
r ≤ 1	0.03	3.84	0.87	0.03	3.84	0.87

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe G-4 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	9.17	15.49	0.35	9.17	14.26	0.27
r ≤ 1	0.00	3.84	0.99	0.00	3.84	0.99

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe G-5 : Résultats de l'analyse du lien de causalité à travers la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des parquets [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées		
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'affaires entrées aux parquets	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
(ln)taux de détenus		0.02 (0.99)	0.07 (0.97)
(ln)taux d'affaires entrées aux parquets	2.81 (0.25)		2.57 (0.28)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	2.21 (0.33)	2.26 (0.32)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## 1.2. Activité des tribunaux correctionnels et population détenue

L'analyse de racine unitaire, dont les résultats sont présentés dans le Tableau\_Annexe G-6, indique que les variables sont non stationnaires ce qui permet d'analyser l'existence d'une relation de cointégration entre la population détenue et l'activité des tribunaux correctionnels. Pour ce faire, le décalage optimal a été fixé à 5 (Tableau\_Annexe G-7).

L'analyse des relations de cointégration à travers le test de Johansen indique qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre la population enfermée et l'activité des tribunaux correctionnels en Belgique dans le cadre de la première période (Tableau\_Annexe G-8). Les résultats du test de causalité (au sens de Granger) basé sur la procédure de Toda-Yamamoto indiquent (Tableau\_Annexe G-9) en revanche, l'existence d'une relation bidirectionnelle, ou circulaire, entre les variables. Ces résultats ne nous permettent pas de conclure si les changements enregistrés au niveau de l'activité des parquets surviennent, dans le temps, avant ou après les changements observés au niveau du volume de la population détenue. Il ne nous est donc pas possible d'établir l'ordre de survenance des événements dans le temps. Finalement, les variables sont significativement, positivement et modérément corrélées en termes statistiques ( $\rho=0.547$ ,  $p=0.02$ ).

**Tableau\_Annexe G-6 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)activité des tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence	2 <sup>ème</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	0.84 (0.99)	-2.62 (0.11)	-6.24* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.56 (0.30)	-3.02 (0.16)	-6.10* (0.00)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	0.40 (0.98)	-3.14 (0.05)	-4.10* (0.01)
	Dérive et tendance	-0.60 (0.96)	-3.19 (0.13)	-4.55* (0.02)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe G-7 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-3.16	-3.07	-3.19
1	16.78	5.04e-5	-4.24	-4.00	-4.32
2	3.11	6.85e-5	-4.02	-3.62	-4.16
3	14.77	8.75e-5	-6.31	-5.74	-6.52
4	8.27	1.88e-6	-8.40	-7.67	-8.67
5	42.54*	6.48 e-24*	-50.27*	-49.38*	-50.60*

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe G-8 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			λ-max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	7.59	15.49	0.51	5.71	14.26	0.65
r ≤ 1	1.88	3.84	0.17	1.87	3.84	0.17

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe G-9 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
(ln)taux de détenus		330.95 (0.00)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	1516.35 (0.00)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

### 1.3. Activité des cours d'assises et population détenue

Les résultats de l'analyse de racine unitaire, dont les résultats composent le Tableau\_Annexe G-10, indiquent que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est intégré d'ordre 1 alors que le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants est intégré d'ordre 2. Puisque les variables sont intégrées d'ordre différent, nous procédons à la réduction de la différenciation de la variable (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants afin de la

transformer en variable intégrée d'ordre 1, et ce à travers le processus de stationnarisation. Une fois la procédure exécutée, nous constatons à travers le Tableau\_Annexe G-11 que les variables sont toutes deux effectivement intégrées d'ordre 1, ce qui permet de passer à l'analyse du lien de cointégration.

À l'image de ce qui a été fait lors des analyses du lien entre l'activité des parquets et la population détenue, le décalage a été fixé à 1. Le Tableau\_Annexe G-12 intègre les résultats de l'analyse de cointégration à travers le test de Johansen, qui indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables, ce qui signifie qu'il n'existe pas de dynamiques d'évolution à long terme entre la population détenue et l'activité des cours d'assises.

Les résultats du test de causalité (au sens de Granger) s'accordent avec les résultats de l'analyse de cointégration puisqu'aucune relation causale (au sens de Granger) n'a été retrouvée entre l'activité des cours d'assises et la population enfermée (Tableau\_Annexe G-13), ainsi que les résultats de l'analyse de corrélation qui indiquent eux aussi l'inexistence de quelque corrélation statistique significative entre les variables ( $\rho = -0.436$ ,  $p = 0.08$ ).

**Tableau\_Annexe G-10 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence	2 <sup>e</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	0.84 (0.99)	-2.62 (0.11)	-6.24* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.56 (0.30)	-3.01 (0.16)	-6.01* (0.00)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	Dérive	-2.42 (0.14)	-5.54* (0.00)	-10.75* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.05 (0.53)	-7.27* (0.00)	-10.06* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe G-11 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (réduit à première différence) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	0.26 (0.11)	-6.24* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.01 (0.16)	-6.1 (0.00)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	Dérive	-2.42 (0.14)	-5.54* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.05 (0.53)	-7.27* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe G-12 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (réduit à première différence) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	15.37	25.87	0.54	11.54	19.39	0.46
r ≤ 1	3.84	12.52	0.77	3.84	12.52	0.77

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe G-13 : Résultats de l'analyse du lien de causalité à travers la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (réduit à première différences) et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises
D[(ln)taux de détenus]		0.82 (0.37)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	2.12 (0.15)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.



## SECTION 2 : ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT

### 2.1. Prix du froment et population détenue

Les résultats du test ADF (Tableau\_Annexe G-14) permettent de constater que les variables sont intégrées de même ordre, ce qui rend possible l'analyse de cointégration entre les deux. Pour ce faire, le décalage optimal a été fixé à 4 (Tableau\_Annexe G-15).

Les résultats du test de Johansen sont affichés dans le Tableau\_Annexe G-16. Nous constatons qu'il existe une relation de cointégration entre les variables, ce qui indique que la population de détenues et le prix du froment présentent à long terme une relation d'équilibre. De plus, selon la valeur du coefficient de cointégration normalisé (-1.46), cette relation est positive<sup>58</sup>, ce qui indique qu'à long terme toute hausse enregistrée au niveau d'une des variables est suivie d'une hausse au niveau de la deuxième variable.

Les résultats de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) vont dans le même sens indiquant l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre le prix du froment et la population détenue (Tableau\_Annexe G-17) : des changements ayant lieu dans le volume de cette population précèdent ceux qui peuvent être observés au niveau du prix du froment. De plus, ces deux variables sont significativement fortement et positivement corrélées ( $\rho=0.608$  ;  $p=0.01$ ).

En prenant en considération la relation unidirectionnelle mise en avant lors de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) à travers la procédure de Toda-Yamamoto, le modèle VECM a été estimé en considérant le taux de détenus pour 100'000 habitants comme variable indépendante et le prix du froment comme variable dépendante.

Le modèle VECM estimé assume la suivante forme :

$$\Delta \ln\_froment_t = -1.77 ect_{t-1} + 0.87 \Delta \ln\_froment_{t-1} - 0.01 \Delta \ln\_froment_{t-2} - 0.13 \Delta \ln\_froment_{t-3} \\ - 0.21 \Delta \ln\_Det_{t-1} + 1.36 \Delta \ln\_Det_{t-2} + 1.16 \Delta \ln\_Det_{t-3} - 0.01$$

L'équation de cointégration du modèle à long terme étant :

$$ect_{t-1} = 1.00 \ln\_froment_{t-1} - 1.46 Det_{t-1} - 1.83$$

Le Tableau\_Annexe G-18 présente les résultats du VECM intégrant les populations pénitentiaires et le prix du froment.

Comme nous le savons, la variable C (1) concerne la vitesse d'ajustement vers un équilibre à long terme. Nous constatons que cette valeur est négative et statistiquement significative, les deux conditions requises pour que la valeur soit retenue dans le modèle. Nous constatons, au

---

<sup>58</sup> Pour rappel, un coefficient positif indique l'existence d'une relation négative alors qu'un coefficient négatif indique l'existence d'une relation positive.

vu des résultats, que la vitesse d'ajustement est de 178 %, ce qui signifie que 178 % des écarts par rapport à l'équilibre à long terme sont corrigés chaque année.

Les coefficients des variables C (2) à C (7) nous donnent quant à eux des informations sur les dynamiques d'évolution à court terme. Les coefficients C (2), C (3) et C (4) concernent la variable dépendante et les coefficients C (5), C (6) et C (7) la variable indépendante et ce sont ces coefficients qui nous indiquent si à court terme un choc provoqué sur le volume de la population pénitentiaire a un impact sur le prix subséquent du froment, en termes statistiques. Dans ce sens, nous avons recours au test de Wald, dont les résultats sont affichés dans le Tableau\_Annexe G-19. Puisque le seuil de signification associé au  $\chi^2$  est supérieur à 5 %, nous rejetons l'hypothèse nulle et concluons qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à court terme entre le prix du froment et la population détenue.

Les tests de diagnostics concernant l'éventuelle existence d'une relation sérielle et la stabilité du modèle, dont les résultats figurent dans le Tableau\_Annexe G-20 et la Figure\_Annexe G-1 respectivement, nous permettent de conclure qu'il n'existe pas de relation sérielle étant donné que le seuil de significativité est supérieur à 5 %, et que le modèle est dynamiquement stable puisque le tracé CUSUM (ligne bleue) se situe à l'intérieur du seuil de significativité fixé à 5 % (ligne orange pointillée).

**Tableau\_Annexe G-14 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence	2 <sup>e</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	0.84 (0.99)	-2.62 (0.11)	-6.24* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.56 (0.30)	-3.01 (0.16)	-6.01* (0.00)
(ln)prix du froment	Dérive	-0.76 (0.80)	-2.32 (0.18)	-5.26* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.98 (0.17)	-2.66 (0.26)	-0.26 (0.98)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe G-15 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.73	-2.64	-2.75
1	14.35*	0.00	-3.55	-3.29	-3.60
2	7.77	7.51e-05	-3.90	-3.47	-3.99
3	7.34	4.85e-05	-4.51	-3.90	-4.64
4	4.32	4.48e-05*	-4.98*	-4.19*	-5.14*
5	243.27	12.93	9.75e-06	-3.03	-2.19

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe G-16 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	0.46	15.50	0.01	17.76	14.26	0.01
r ≤ 1	2.70	3.84	0.10	2.69	3.84	0.10

\*MacKinnon-Haug – Michéris (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe G-17 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix du froment
(ln)taux de détenus		2.87 (0.41)
(ln)prix du froment	11.37 (0.01)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.**Tableau\_Annexe G-18 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable	Coefficient	Erreur standard	Statistique t	Prob.
C (1)	-1.77	0.56	-3.15	0.03
C (2)	0.87	0.42	2.08	0.09
C (3)	-0.017	0.29	-0.04	0.97
C (4)	-0.14	0.38	-0.37	0.73
C (5)	-0.21	0.84	-0.26	0.81
C (6)	1.36	0.98	1.40	0.22
C (7)	1.16	1.11	1.04	0.34
C (8)	-0.01	0.05	-0.14	0.89

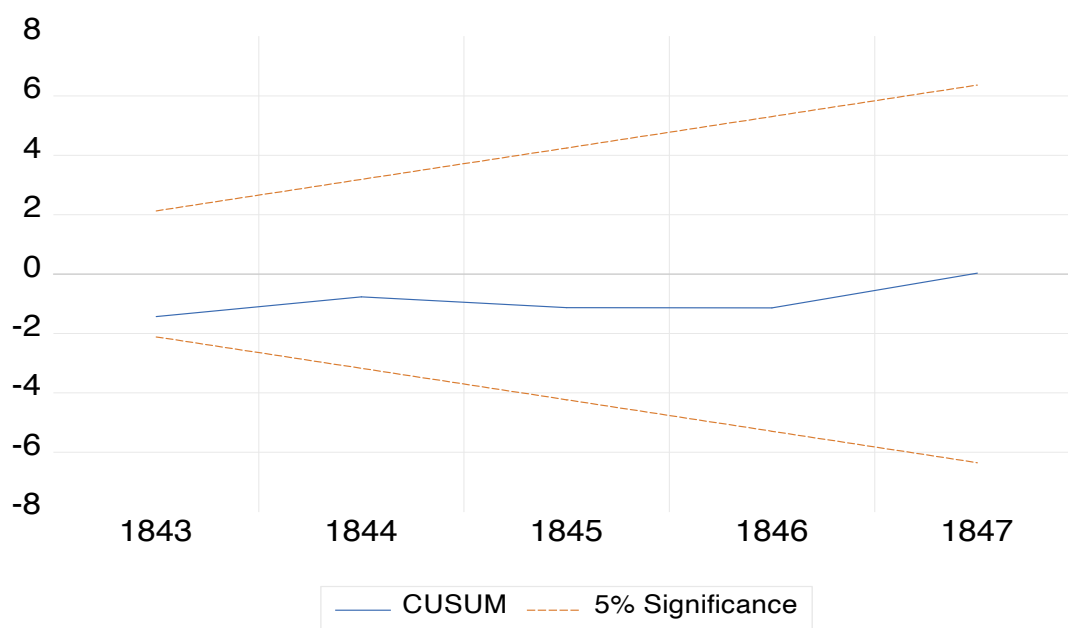
**Tableau\_Annexe G-19 : Résultats du test Wald relatif à la relation à court terme entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période**

Test Wald	Valeur	Df	Prob.
Statistique F	1.74	(3, 5)	0.27
Chi <sup>2</sup>	5.21	3	0.16

**Tableau\_Annexe G-20 : Résultats du test de diagnostic de corrélation sérielle Breusch-Godfrey en considérant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période**

Test Breusch-Godfrey	Valeur	Prob.
Statistique F	1.07	0.52
Chi <sup>2</sup>	8.01	0.05

**Figure\_Annexe G-1 : Résultats de l'analyse de la stabilité dynamique du modèle VECM intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la première période**



**Note :** Graphique exporté du logiciel Eviews

## 2.2. Prix de la houille et population détenue

Les résultats de l'analyse de racine unitaire (Tableau\_Annexe G-21) indiquent que les deux variables sont intégrées de même ordre —  $I(2)$  — ce qui nous permet de passer à l'analyse de la relation de cointégration en ayant fixé le décalage optimal à 1 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe G-22).

Les résultats du test de Johansen concernant l'existence éventuelle d'une relation de cointégration entre les variables sont affichés dans le Tableau\_Annexe G-23 et indiquent que les variables ne sont pas cointégrées, ce qui signifie qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre elles. En revanche, l'analyse de causalité (au sens de Granger) selon la procédure Toda-Yamamoto (Tableau\_Annexe G-24) indique l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) entre la population pénitentiaire et le prix de la houille et que cette relation est unidirectionnelle dans le sens où tout changement enregistré au niveau du volume de la population pénitentiaire est suivi d'un changement du prix de la houille, bien que les résultats soient tout juste significatifs en termes statistiques. En termes de corrélation ( $\rho$ ),

en revanche, il n'existe aucun lien statistique significatif entre la population détenue et le prix de la houille ( $\rho=0.01$  ;  $p=0.97$ ).

Étant donné que ces deux variables ne sont pas cointégrées, nous ne pouvons pas nous pencher sur les dynamiques d'évolution à court terme en ayant recours au modèle VECM, qui suppose en effet l'existence d'au moins une relation de cointégration entre les variables.

**Tableau\_Annexe G-21 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence	2 <sup>e</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	0.84 (0.99)	-2.62 (0.11)	-6.24* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.56 (0.30)	-3.01 (0.16)	-6.01* (0.00)
(ln)prix de la houille	Dérive	-1.40 (0.55)	-2.99 (0.06)	-3.68* (0.02)
	Dérive et tendance	-1.47 (0.80)	-3.10 (0.14)	-3.50 (0.08)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe G-22 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln) taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la première période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.29	-2.20	-2.31
1	21.62*	7.54e-05*	-3.83*	-3.57*	-3.89*
2	1.38	0.00	-3.39	-2.96	-3.48
3	0.96	0.00	-2.93	-2.33	-3.06
4	2.09	0.00	-2.84	-2.06	-3.00

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe G-23 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln) prix de la houille en Belgique dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	7.31	15.49	0.54	5.92	14.26	0.62
r ≤ 1	1.39	3.84	0.24	1.389	3.84	0.24

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe G-24 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix de la houille
(ln)taux de détenus		0.00 (0.98)
(ln)prix de la houille	3.67 (0.05)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

### 2.3. Prix de la fonte et population détenue

En analysant l'ordre d'intégration de ces deux variables (Tableau\_Annexe G-25) nous constatons qu'elles sont intégrées d'ordre 2 et, étant intégrés de même ordre, nous pouvons procéder à l'analyse de cointégration. Pour ce faire, le décalage optimal a été fixé à 1. Les résultats du test Johansen sont présentés dans le Tableau\_Annexe G-26 et indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables ce qui, en d'autres mots, signifie qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le prix de la fonte.

En revanche, les résultats du test de causalité (au sens de Granger) indiquent que les variations du prix de la fonte succèdent celles observées en termes de volume de la population détenue étant donné qu'il existe une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre les variables (Tableau\_Annexe G-27). D'un autre côté, il n'existe aucune corrélation statistique significative entre la population détenue et le prix de la fonte ( $\rho = -0.192$  ;  $p = 0.461$ ).

**Tableau\_Annexe G-25 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique dans le contexte de la première période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence	2 <sup>e</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	0.84 (0.99)	-2.62 (0.11)	-6.24* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.56 (0.30)	-3.01 (0.16)	-6.01* (0.00)
(ln)prix de la fonte	Dérive	-2.01 (0.28)	-2.64 (0.11)	-4.03* (0.01)
	Dérive et tendance	-3.56 (0.07)	-2.55 (0.30)	-3.54 (0.08)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe G-26 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln) taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique dans le contexte de la première période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	12.85	15.49	0.12	12.28	14.26	0.10
r ≤ 1	0.57	3.84	0.45	0.57	3.84	0.45

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe G-27 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le cadre de la première période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix de la fonte
(ln)taux de détenus		0.65 (0.42)
(ln)prix de la fonte	4.26 (0.04)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## Annexe H. Analyses statistiques détaillées concernant le lien entre criminalité, économie et détention en Belgique dans le contexte de l'analyse deuxième période (1848-1939)

### SECTION 1: CRIMINALITÉ ET EMPRISONNEMENT

#### 1.1. Activité des parquets et population détenue

##### Affaires entrées aux parquets et population détenue

L'analyse de racine unitaire, dont les résultats sont affichés dans le Tableau\_Annexe H-1, nous permet de constater que les deux variables sont intégrées d'ordre 1. Afin d'analyser l'existence d'une relation de cointégration, le décalage optimal a été fixé à 1 (Tableau\_Annexe H-2).

Les résultats de l'analyse de cointégration (Tableau\_Annexe H-3) montrent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre l'activité des parquets, telle que mesurée par les affaires entrées, et la population détenue.

En revanche, il existe une relation causale (au sens de Granger) bidirectionnelle entre les variables, comme nous le constatons dans le Tableau\_Annexe H-4. Ces variables sont aussi significativement fortement et négativement corrélées ( $\rho = -0.736$ ,  $p < 0.019$ ).

**Tableau\_Annexe H-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.04 (0.27)	-9.49* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.78 (0.21)	-9.46* (0.00)
(ln)taux d'affaires entrées aux parquets	Dérive	-0.50 (0.88)	-7.79* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.18 (0.49)	-7.74* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.01	1.14	1.20	1.16
1	385.35*	4.85e-05*	-4.26*	-4.07*	-4.18*
2	2.73	5.20e-05	-4.19	-3.87	-4.06
3	3.97	5.47e-05	-4.14	-3.70	-3.96
4	7.80	5.41e-05	-4.15	-3.59	-3.93
5	8.81	5.25e-05	-4.18	-3.49	-3.91

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.



**Tableau\_Annexe H-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	13.64	25.87	0.69	9.91	19.39	0.63
r ≤ 1	3.72	12.52	0.78	3.72	12.52	0.78

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe H-4 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'affaires entrées aux parquets
(ln)taux de détenus		4.11 (0.04)
(ln)taux d'affaires entrées aux parquets	5.28 (0.02)	

**Note** : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

### Affaires poursuivies par les parquets et population détenue

Pour ce qui est de la relation entre la population pénitentiaire et l'activité des parquets au niveau des affaires poursuivies par ces instances, nous constatons que les variables sont intégrées de même ordre (Tableau\_Annexe H-5). Pour analyser l'existence éventuelle d'une relation d'intégration entre la population détenue et le volume d'affaires poursuivies par les parquets, le décalage optimal a été fixé à 1 (\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

Tableau\_Annexe H-6).

Les résultats du test de Johansen sont affichés dans le Tableau\_Annexe H-7. Nous pouvons conclure, au vu de ces résultats, qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants et le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants. En d'autres termes, il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le volume d'affaires poursuivies par les parquets.

En revanche, les résultats de procédure de Toda-Yamamoto indiquent que les variables sont liées par une relation causale (au sens de Granger) de sorte que tout changement enregistré en termes de volume d'affaires poursuivies par les parquets sera suivi d'un changement du volume de la population détenue (Tableau\_Annexe H-8). Les variables sont aussi significativement, modérément et négativement corrélées ( $\rho = -0.564$ ,  $p < 0.01$ ).

**Tableau\_Annexe H-5 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.04 (0.27)	-9.49* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.78 (0.21)	-9.46* (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	Dérive	-0.80 (0.81)	-9.46* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.36 (0.86)	-9.40* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-6 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	0.30	0.36	0.32
1	308.65	4.50e-05*	-4.33*	-4.14*	-4.26*
2	5.08	4.67e-05	-4.30	-3.97	-4.17
3	4.24	4.91e-05	-4.25	-3.79	-4.07
4	0.82	5.45e-05	-4.14	-3.56	-3.91
5	9.54*	5.20e-05	-4.19	-3.48	-3.91

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-7 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			λ-max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	17.27	25.87	0.40	16.28	19.39	0.13
r ≤ 1	0.98	12.52	1.00	0.98	12.52	0.99

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe H-8 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets, tous deux pour 100'000 habitants, basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
(ln)taux de détenus		11.42 (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	3.34 (0.07)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

### 1.2. Activité des tribunaux correctionnels et de la population détenue

L'analyse de racine unitaire, dont les résultats sont présentés dans le Tableau\_Annexe H-9, , indique que les variables sont toutes deux intégrées d'ordre 1, donc non stationnaires, ce qui nous permet d'analyser l'existence d'une relation de cointégration entre la population détenue et l'activité des tribunaux correctionnels dans le cadre de la deuxième période en Belgique. Pour ce faire, le décalage optimal a été fixé à 2 (Tableau\_Annexe H-10).

Les résultats de l'analyse de cointégration (Tableau\_Annexe H-11) indiquent qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre la population enfermée et l'activité des tribunaux correctionnels. De plus, il n'existe pas de relation de causalité (au sens de Granger) entre les variables (Tableau\_Annexe H-12). Le seul test aboutissant à des résultats statistiquement significatifs est l'analyse de corrélation de Spearman qui suggère que les variables sont significativement, négativement et faiblement corrélées ( $\rho = -0.275$ ,  $p = 0.01$ ).

**Tableau\_Annexe H-9 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.01 (0.28)	-8.40* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.12 (0.53)	-8.36* (0.00)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-2.04 (0.27)	-9.49* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.27 (0.21)	-9.47* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-10 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-0.06	-0.00	-0.03
1	397.54	3.13e-5	-4.70	-4.53*	-4.63*
2	5.72	3.20e-5	-4.68	-4.39	-4.56
3	2.50	3.40e-5	-4.61	-4.22	-4.45
4	3.05	3.59e-5	-4.56	-4.05	-4.35
5	18.64*	3.08 e-5*	-4.72*	-4.09	-4.46

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-11 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	6.87	15.49	0.59	0.06	5.96	0.62
r ≤ 1	0.91	3.84	0.33	0.01	0.91	0.34

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe H-12 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
(ln)taux de détenus		0.24 (0.89)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	7.30 (0.05)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

### 1.3. Activité des cours d'assises et population détenue

Les résultats du test ADF sont présentés dans le Tableau\_Annexe H-13. Les deux variables étant intégrées de même ordre — I(1) — l'analyse de cointégration en ayant recours au test de Johansen est l'option considérée. Pour ce faire, le décalage optimal est fixé à 1 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe H-14).

Les résultats de l'analyse du test de Johansen, présentés dans le Tableau\_Annexe H-15 indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre l'activité des cours d'assises et la population enfermée en Belgique entre 1848 et 1939. Les résultats de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger), en revanche, suggèrent qu'il existe une relation unidirectionnelle entre les variables dans le sens où les changements enregistrés au niveau du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants précèdent ceux observés dans l'activité des cours d'assises (Tableau\_Annexe H-16). Il existe aussi une corrélation statistique significative positive de forte intensité entre l'activité des cours d'assises et la population pénitentiaire, de sorte que toute hausse/baisse de l'une sera suivie par une hausse/baisse de l'autre ( $\rho=0.778$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe H-13 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.04 (0.27)	-9.49 (0.00)
	Dérive et tendance	-2.79 (0.21)	-9.46* (0.00)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	Dérive	1.64 (0.46)	-9.46* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.74 (0.23)	-9.40* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-14 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.016	1.54	1.59	1.56
1	328.82*	0.00*	-2.28*	-2.11*	-2.22*
2	1.65	0.00	-2.21	-1.93	-2.10
3	2.27	0.00	-2.15	-1.75	-1.99
4	1.71	0.00	-2.08	-1.57	-1.87
5	6.91	0.00	-2.08	-1.45	-1.83

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-15 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	16.28	25.87	0.47	9.35	19.39	0.69
r ≤ 1	6.93	12.53	0.35	6.93	12.52	0.35

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe H-16 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises
(ln)taux de détenus		1.09 (0.29)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	8.13 (0.00)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## SECTION 2 : ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT

### 2.1. Prix du froment et population détenue

En ce qui concerne la stationnarité des données, nous constatons, à l'analyse du Tableau\_Annexe H-17, qui affiche les résultats du test ADF, que les variables sont intégrées d'ordre 1. Afin d'analyser l'existence d'une relation de cointégration, le décalage optimal a été fixé à 2 (Tableau\_Annexe H-18).

Les résultats du test de Johansen sont affichés dans le Tableau\_Annexe H-19. Nous constatons que les variables ne sont pas cointégrées, ce qui indique donc qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre le prix du froment et la population détenue en Belgique dans le contexte de la deuxième période.

Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) selon la procédure de Toda-Yamamoto indiquent, en contrepartie, indiquent l'existence d'une relation unidirectionnelle entre les deux variables dans laquelle les changements au niveau du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants précèdent ceux enregistrés au niveau du prix du froment (Tableau\_Annexe H-20). Les variables sont aussi positivement corrélées ( $\rho=0.495$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe H-17 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.36 (0.15)	-8.68* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.26 (0.45)	-8.83* (0.01)
(ln)prix du froment	Dérive	-1.59 (0.48)	-7.22* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.48 (0.06)	-7.21* (0.01)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-18 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	0.35	0.42	0.37
1	239.56	8.90e-05	-3.65	-3.44	-3.57
2	19.81*	7.13e-05	-3.87	-3.53*	-3.74*
3	8.72	6.92e-05*	-3.90*	-3.42	-3.71
4	0.97	7.77e-05	-3.79	-3.17	-3.55
5	8.08	7.56e-05	-3.82	-3.06	-3.52

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-19 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			λ-max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	18.45	25.87	0.31	13.52	19.39	0.29
r ≤ 1	4.93	12.52	0.61	4.93	12.52	0.61

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe H-20 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix du froment basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix du froment
(ln)taux de détenus		5.90 (0.06)
(ln)prix du froment	8.66 (0.01)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## 2.2. Prix de la houille et population détenue

Le Tableau\_Annexe H-21 affiche les résultats du test ADF concernant la stationnarité des variables. Nous constatons que les deux variables sont intégrées de même ordre, ce qui nous permet d'analyser l'existence d'une éventuelle relation de cointégration entre elles. Pour ce faire, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe H-22) <sup>59</sup>.

Le Tableau\_Annexe H-23 présente quant à lui les résultats de l'analyse de cointégration à travers le test Johansen. Les résultats qui indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables. Selon ces résultats, il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le prix de la houille pendant la deuxième période. Les résultats obtenus lors de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) vont dans le même sens puisqu'aucune relation causale (au sens de Granger) n'a été retrouvée entre les variables (Tableau\_Annexe H-24), alors que, au contraire, les valeurs du coefficient de Spearman indiquent que les deux variables sont significativement modérément et négativement corrélées ( $\rho = -0.483$ ,  $p < 0.01$ ).

<sup>59</sup> Les résultats de l'analyse des résidus indique qu'un seul décalage suffit à capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables c'est pourquoi nous avons considéré un décalage malgré le fait qu'un seul critère d'information (sur cinq) indique ce chiffre comme décalage optimal.



**Tableau\_Annexe H-21 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.36 (0.15)	-8.68* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.26 (0.45)	-8.83* (0.01)
(ln)prix de la houille	Dérive	-2.44 (0.14)	-7.11* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.81 (0.20)	-7.05* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-22 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-0.28	-0.21	-0.25
1	215.53	7.21e-05	-3.86	-3.65*	-3.78
2	14.14*	6.39e-05*	-3.98*	-3.64	-3.85*
3	1.37	7.11e-05	-3.88	-3.39	-3.69
4	3.44	7.61e-05	-3.81	-3.19	-3.57
5	6.36	7.67e-05	-3.81	-3.05	-3.51

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-23 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	22.46	25.87	0.13	15.96	19.39	0.15
r ≤ 1	6.50	12.52	0.40	6.50	12.52	0.40

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe H-24 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la houille basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix de la houille
(ln)taux de détenus		0.04 (0.84)
(ln)prix de la houille	0.79 (0.37)	

### 2.3. Prix de la fonte et population détenue

Le Tableau\_Annexe H-25 intègre les résultats du test ADF concernant la stationnarité des données. Nous constatons que les deux variables sont intégrées d'ordre 1. Afin d'analyser l'existence d'un lien de cointégration, le décalage optimal a été fixé à 2 (Tableau\_Annexe H-26).

Les résultats du test de Johansen portant sur l'analyse des liens de cointégration sont présentés dans le Tableau\_Annexe H-27. Ces résultats montrent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre les variables étant donné qu'elles ne sont pas cointégrées. Néanmoins, il existe une relation causale (au sens de Granger) entre le prix de la fonte et la population détenue, les résultats indiquant que les variations du prix de la fonte succèdent celles du volume de la population détenue (Tableau\_Annexe H-28), tout comme il existe une corrélation significative positive et de forte intensité entre ces deux variables ( $\rho=0.530$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe H-25 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique, dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.36 (0.15)	-8.68* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.26 (0.45)	-8.83* (0.01)
(ln)prix de la fonte	Dérive	-2.10* (0.25)	-6.50* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.31 (0.42)	-6.45* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-26 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-0.05	0.02	-0.03
1	228.83	7.17e-05	-3.87	-3.66*	-3.79
2	11.70*	6.64e-05*	-3.95*	-3.60	-3.81*
3	1.34	7.39e-05	-3.84	-3.35	-3.65
4	2.88	7.99e-05	-3.76	-3.14	-3.52
5	6.08	8.10e-05	-3.75	-2.99	-3.46

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-27 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5%)	Prob.*	Statistique	C (5%)	Prob.*
Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques						
r=0	16.94	25.87	0.42	13.56	19.39	0.28
r ≤ 1	3.38	12.52	0.83	3.38	12.52	0.83

\*MacKinnon-Haug – Michéris (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe H-28 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)prix de la fonte basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)prix de la fonte
(ln)taux de détenus		2.15 (0.34)
(ln)prix de la fonte	7.11 (0.03)	

#### 2.4. Le pouvoir d'achat et la population détenue

Les résultats de l'analyse de stationnarité des données sont présentés dans le Tableau\_Annexe H-29. Comme il peut être constaté, le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est ici une variable stationnaire alors que le (ln)pouvoir d'achat est une variable intégrée d'ordre 2. Afin de continuer les analyses, le (ln)pouvoir d'achat doit donc être stationnarisé, et ce à travers deux différenciations. Les résultats de l'analyse de racine unitaire après ce processus sont présentés dans le Tableau\_Annexe H-30.

Pour pouvoir analyser le modèle VAR, le décalage optimal a été fixé à 1 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'informations, présentés dans le Tableau\_Annexe H-31. Les résultats du modèle VAR composent le Tableau\_Annexe H-32. Comme il peut être constaté, les valeurs passées du pouvoir d'achat et la population détenue sont significativement liées à leurs propres valeurs futures, ce qui signifie qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre ces deux variables. L'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) aboutit à des résultats similaires puisqu'il s'avère que les variables ne sont pas liées par un lien de causalité (au sens de Granger) (Tableau\_Annexe H-33). De plus, il n'existe aucune corrélation ( $\rho$ ) statistique significative entre les deux.

À court terme, la Figure\_Annexe H-1 représente l'effet qu'un choc provoqué au niveau de chacune des variables aura sur l'autre. Nous pouvons voir qu'une hausse de la population pénitentiaire est suivie, dans le temps, d'une baisse du pouvoir d'achat (représentation de gauche) et que 2 ans après le choc initial, 7.2% de la variance du pouvoir d'achat est expliqué par la hausse provoquée sur la population détenue (Tableau\_Annexe H-34). D'un autre côté, une hausse de cette la population pénitentiaire aura pour effet une hausse du pouvoir d'achat deux ans après le choc initial (Figure\_Annexe H-1, représentation de droite), néanmoins

l'impact de cette hausse est modeste puisqu'elle n'explique en moyenne que 1 % de la variance enregistrée au niveau du pouvoir d'achat (Tableau\_Annexe H-35).

Il s'avère ainsi que malgré l'inexistence d'une dynamique à long terme, d'une relation de causalité (au sens de Granger) et d'une corrélation ( $\rho$ ), les variables présentent une dynamique d'évolution à court terme.

**Tableau\_Annexe H-29 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence	2 <sup>e</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.29 (0.19)	-3.76* (0.01)	-5.74* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.75* (0.04)	-3.60* (0.05)	-4.36* (0.02)
(ln)pouvoir d'achat	Dérive	-2.31 (0.18)	-1.83 (0.35)	-6.94* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.96 (0.58)	-2.38 (0.38)	-6.54* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-30 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.29 (0.19)	-3.76* (0.01)
	Dérive et tendance	-3.75* (0.04)	-3.60* (0.05)
D[(ln)pouvoir d'achat]	Dérive	-6.94* (0.00)	-11.02* (0.00)
	Dérive et tendance	-6.54* (0.00)	-10.74* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-31 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.81	-2.72	-2.82
1	13.86*	0.00*	-3.50*	-3.23*	-3.53*
2	1.06	0.00	-3.05	-2.59	-3.09
3	5.02	0.00	-3.20	-2.56	-3.25
4	0.76	0.00	-2.78	-1.95	-2.85

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-32 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

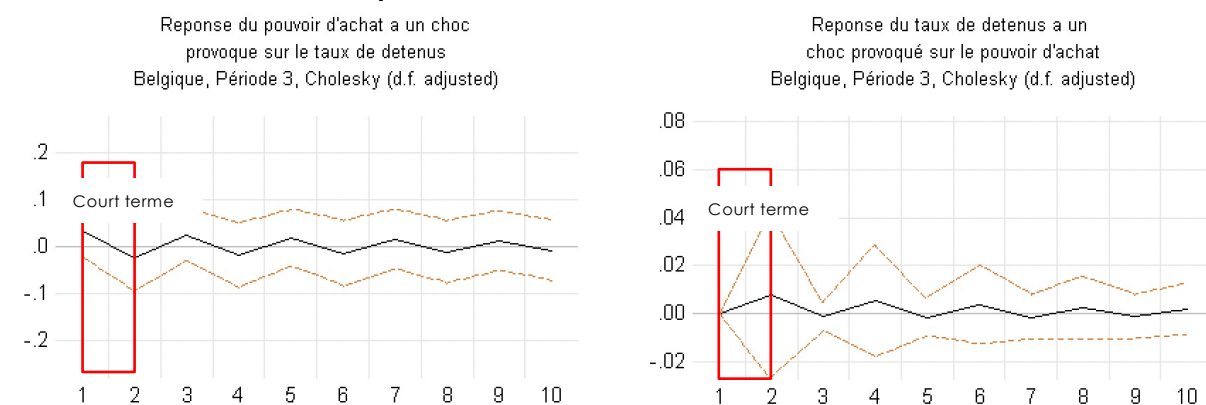
	(ln)taux de détenus	[D](ln)pouvoir d'achat
(ln)taux de détenus (-1)	0.75	0.09
(Erreur standard)	(0.17)	(0.35)
[statistique t]	[4.31]	[0.25]
[D](ln)pouvoir d'achat (-1)	0.06	-0.88
(Erreur standard)	(0.15)	(0.29)
[statistique t]	[0.44]	[-3.02]
C	0.97	-0.38
(Erreur standard)	(0.68)	(1.37)
[statistique t]	[1.42]	[-0.28]

**Tableau\_Annexe H-33 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	[D](ln)pouvoir d'achat
(ln)taux de détenus		0.20 (0.66)
[D](ln)pouvoir d'achat	0.66 (0.80)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe H-1 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et du (ln)pouvoir d'achat (stationnarisé) (1921-1939) à l'application d'un choc l'un sur l'autre en Belgique dans le contexte de la deuxième période**



**Note :** Graphiques exportés de Eviews

**Tableau\_Annexe H-34 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	[D](ln)pouvoir d'achat
1	0.12	7.20	92.80
2	0.16	6.20	93.80
3	0.19	6.36	93.64
4	0.21	6.16	93.84
5	0.22	6.21	93.79
6	0.23	6.14	93.86
7	0.24	6.15	93.85
8	0.24	6.12	93.88
9	0.25	6.13	93.87
10	0.25	6.11	93.89

**Tableau\_Annexe H-35 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)pouvoir d'achat (1921-1939) (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	[D](ln)pouvoir d'achat
1	0.06	100.00	0.00
2	0.08	99.04	0.96
3	0.09	99.18	0.82
4	0.09	98.93	1.07
5	0.09	98.95	1.05
6	0.09	98.83	1.17
7	0.09	98.82	1.18
8	0.09	98.76	1.24
9	0.09	98.74	1.26
10	0.09	98.71	1.29

## 2.5. L'inflation et la population détenue

### **Inflation (1) : 1848-1914**

Les résultats du test ADF, présentés dans le Tableau\_Annexe H-36, indiquent que l'inflation est une variable stationnaire, alors que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est une variable intégrée d'ordre 1. Après avoir stationnarisé cette dernière variable (Tableau\_Annexe H-37), le décalage optimal est fixé à 1 (Tableau\_Annexe H-38) afin de pouvoir analyser le modèle VAR.

Les résultats du modèle VAR (Tableau\_Annexe H-39) nous permettent de voir que les valeurs passées de la population pénitentiaire sont statistiquement, significativement et négativement

liées aux valeurs futures de l'inflation, alors que les valeurs passées de celle-ci sont positivement et significativement liées (en termes statistiques) aux valeurs futures de la population détenue. Il existe ainsi une relation à long terme entre les deux variables qui évolue dans les deux sens.

Au niveau de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger), le constat est le même : il existe bel et bien un lien entre l'inflation et la population détenue et ce lien évolue encore une fois dans les deux directions (relation bidirectionnelle) (Tableau\_Annexe H-40), tel comme les résultats de l'analyse du modèle VAR l'avaient suggéré. Au contraire, aucune corrélation statistique significative n'existe entre l'inflation et la population pénitentiaire dans le cadre des années analysées ( $\rho=0.080$ ,  $p=0.521$ ).

À court terme, la Figure\_Annexe H-2 montre l'impact d'un choc provoqué au niveau de chacune des variables sur l'autre. On constate qu'environ 10 % de la variance de la population détenue est expliquée par la hausse provoquée sur l'inflation 2 ans auparavant (Tableau\_Annexe H-41), et on constate aussi qu'environ 6 % de la variance de l'inflation s'explique par le choc provoqué au niveau de la population détenue deux ans avant (Tableau\_Annexe H-42). Il existe ainsi une dynamique d'évolution à court terme entre les variables. Ces résultats rejoignent les résultats obtenus lors de l'analyse du modèle VAR et du lien de causalité. L'analyse des résidus soutient la stabilité du modèle.

**Tableau\_Annexe H-36 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (1848-1914) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.27 (0.19)	-8.79* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.38 (0.39)	-8.89* (0.00)
Inflation	Dérive	-6.57* (0.00)	-7.04* (0.01)
	Dérive et tendance	-6.51* (0.00)	-6.98* (0.06)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-37 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'inflation (1848-1914) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-8.79* (0.00)	-8.08* (0.00)
	Dérive et tendance	-8.89* (0.00)	-8.02* (0.00)
Inflation	Dérive	-6.57* (0.00)	-7.04* (0.01)
	Dérive et tendance	-6.51* (0.00)	-6.98* (0.06)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-38 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'inflation (1848-1914) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2.92e-06	-7.07	-7.00*	-7.04
1	14.96*	2.57e-06*	-7.20*	-6.99	-7.11*
2	4.67	2.70e-06	-7.15	-6.80	-7.01
3	6.09	2.75e-06	-7.13	-6.65	-6.94
4	8.15	2.69e-06	-7.16	-6.53	-6.91
5	1.78	2.97e-06	-7.06	-6.30	-6.76

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-39 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'inflation (1848-1914) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

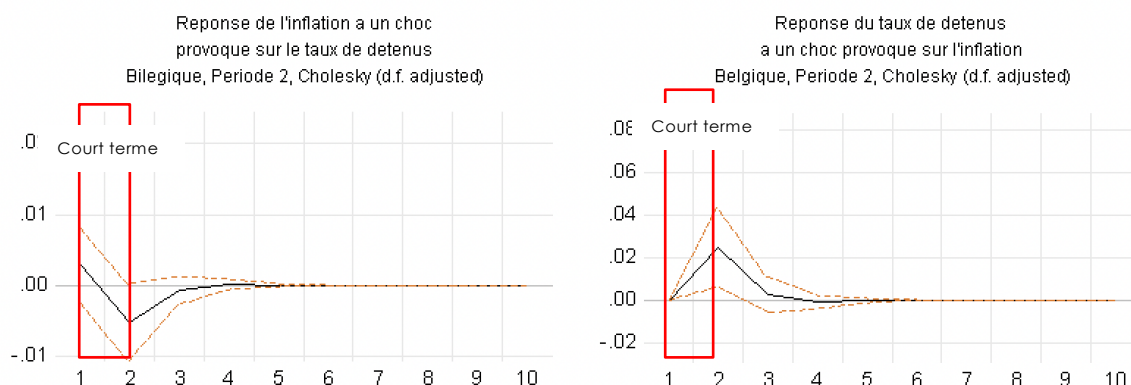
	D[(ln)taux de détenus]	Inflation
D[(ln)taux de détenus] (-1)	-0.17	-0.08
(Erreur standard)	(0.12)	(0.03)
[statistique t]	[-1.42]	[-2.31]
Inflation (-2)	1.20	0.28
(Erreur standard)	(0.44)	(0.12)
[statistique t]	[2.77]	[2.27]
C	-0.02	-0.00
(Erreur standard)	(0.01)	(0.00)
[statistique t]	[-2.21]	[-0.33]

**Tableau\_Annexe H-40 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'inflation (1848-1914) basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	inflation
D[(ln)taux de détenus]		7.65 (0.01)
inflation	5.35 (0.02)	



**Figure\_Annexe H-2 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et de l'inflation (1848-1914) à l'application d'un choc l'une sur l'autre en Belgique dans le contexte de la deuxième période**



Note : Graphiques exportés de Eviews

**Tableau\_Annexe H-41 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur l'inflation (1848-1914) en Belgique sur 10 ans dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	inflation
1	0.07	100.00	0.00
2	0.08	90.04	9.96
3	0.08	89.98	10.02
4	0.08	89.97	10.03
5	0.08	89.96	10.04
6	0.08	89.96	10.04
7	0.08	89.96	10.04
8	0.08	89.96	10.04
9	0.08	89.96	10.04
10	0.08	89.96	10.04

**Tableau\_Annexe H-42 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance de l'inflation (1848-1914) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	inflation
1	0.02	1.77	98.23
2	0.02	6.83	93.17
3	0.02	6.91	93.09
4	0.02	6.92	93.08
5	0.02	6.92	93.08
6	0.02	6.92	93.08
7	0.02	6.92	93.08
8	0.02	6.92	93.08
9	0.02	6.92	93.08
10	0.02	6.92	93.08

### **Inflation (2) : 1921-1939**

Le Tableau\_Annexe H-43 présente l'analyse de la racine unitaire des variables à travers le test ADF. Alors que le (ln)taux de détenus est stationnaire, l'inflation est intégrée d'ordre 2. Cette différence requiert la stationnarisation de la deuxième variable, qui devra être différenciée deux fois afin de la rendre stationnaire. Après le processus de stationnarisation, nous pouvons voir dans le Tableau\_Annexe H-44 que les deux variables sont maintenant en effet stationnaires.

Les résultats de l'analyse des critères d'information afin de déterminer le décalage optimal sont affichés dans le Tableau\_Annexe H-45. Sur la base de ces résultats, le décalage optimal a été fixé à 2.

Les résultats du modèle VAR sont quant à eux présentés dans le Tableau\_Annexe H-46. Nous pouvons conclure, au vu des résultats, qu'il n'existe, à long terme, aucune dynamique d'évolution entre les variables. Les résultats de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) et de corrélation vont dans le même sens puisqu'aucune relation causale (au sens de Granger) (Tableau\_Annexe H-47) ou corrélation ( $\rho = -0.06$ ,  $p = 0.81$ ) n'est décelée entre les variables.

La Figure\_Annexe H-3 présente l'effet qu'un choc provoqué sur l'inflation et la population pénitentiaire aura sur cette population et sur l'inflation (respectivement). Si, à court terme, une hausse de l'inflation a pour effet une hausse de la population détenue jusqu'à deux ans après le choc, une hausse de la population détenue se traduira plutôt par une baisse de l'inflation. Si on analyse ces résultats de plus près, notamment en ayant recours à la décomposition de la variance des deux variables (Tableau\_Annexe H-48 et Tableau\_Annexe H-49) nous constatons que presque 5 % de la variance de la population enfermée est une conséquence

de la variation de l'inflation (Tableau\_Annexe H-48). D'un autre côté, presque 5% de la variance de l'inflation peut être expliquée par les variations au niveau de la population détenue (Tableau\_Annexe H-49). Dans ce sens, nous pouvons conclure qu'il existe, à court terme, une dynamique d'évolution entre la population pénitentiaire et l'inflation.

**Tableau\_Annexe H-43 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première et deuxième différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence	2 <sup>e</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.28 (0.19)	-4.48* (0.00)	-5.50* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.78* (0.04)	-4.21* (0.02)	-4.16* (0.03)
inflation	Dérive	-2.22 (0.21)	2.31 (0.18)	-8.14* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.98 (0.57)	-2.20 (0.46)	-8.08* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-44 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.28 (0.19)	-4.48* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.78* (0.04)	-4.21* (0.02)
Inflation (2)	Dérive	-8.13* (0.00)	-6.64* (0.00)
	Dérive et tendance	-8.08* (0.00)	-6.52* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-45 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	3.05e-05	-4.72	-4.63	-4.73
1	12.37	1.78e-05	-5.28	-5.00	-5.30
2	10.40*	1.04e-05*	-5.86*	-5.40*	-5.90*
3	3.85	1.22e-05	-5.84	-5.20	-5.90

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

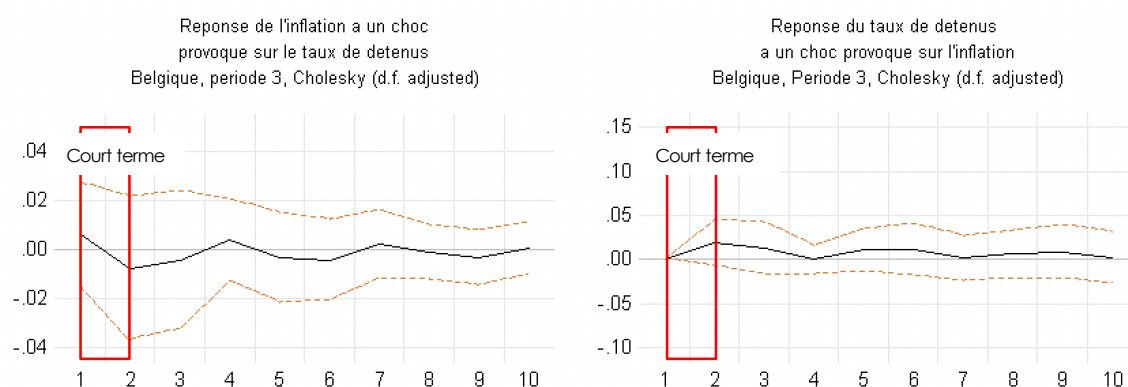
**Tableau\_Annexe H-46 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période**

	(ln)taux de détenus	[D]inflation
(ln)taux de détenus (-1)	0.85	-0.05
(Erreur standard)	(0.31)	(0.20)
[statistique t]	[2.75]	[-0.27]
(ln)taux de détenus (-2)	0.08	-0.03
(Erreur standard)	(0.37)	(0.23)
[statistique t]	[0.21]	[-0.11]
[D]inflation (-1)	0.48	-0.67
(Erreur standard)	(0.31)	(0.20)
[statistique t]	[1.56]	[-3.38]
[D]inflation (-2)	0.24	-0.73
(Erreur standard)	(0.32)	(0.20)
[statistique t]	[0.75]	[-3.63]
C	-0.27	0.30
(Erreur standard)	(1.12)	(0.72)
[statistique t]	[0.24]	[0.42]

**Tableau\_Annexe H-47 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation (stationnarisé) basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	[D]inflation
(ln)taux de détenus		2.44 (0.29)
[D]inflation	0.21 (0.90)	

**Figure\_Annexe H-3 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et de l'inflation (stationnarisé) l'application d'un choc l'un sur l'autre en Belgique dans le contexte de la deuxième période.**



**Note :** Graphiques exportés de Eviews

**Tableau\_Annexe H-48 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur l'inflation (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	[D]Inflation
1	0.06	100.00	0.00
2	0.09	95.13	4.87
3	0.10	94.78	5.22
4	0.11	95.60	4.40
5	0.12	95.34	4.66
6	0.13	94.98	5.02
7	0.13	95.30	4.70
8	0.13	95.35	4.65
9	0.14	95.16	4.84
10	0.14	95.28	4.72

**Tableau\_Annexe H-49 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance de l'inflation (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le(ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	[D]Inflation
1	0.04	2.21	97.79
2	0.05	3.77	96.23
3	0.05	4.17	95.83
4	0.06	3.74	96.26
5	0.06	3.95	96.05
6	0.06	4.18	95.82
7	0.06	4.03	95.97
8	0.06	4.06	95.94
9	0.06	4.18	95.82
10	0.06	4.14	95.86

## 2.6. L'indice de production industrielle et la population détenue

L'analyse des résultats du test ADF permet de continuer sur l'analyse de cointégration étant donné que les variables sont intégrées de même niveau (Tableau\_Annexe H-50). Pour l'analyse de cointégration, le décalage optimal a été fixé à 2 (Tableau\_Annexe H-51).

Les résultats de l'analyse de cointégration (Tableau\_Annexe H-52) indiquent qu'il n'existe, à long terme, aucune dynamique d'évolution entre les variables puisqu'elles ne sont pas cointégrées.

Cependant, les variables sont, selon les résultats de la procédure de Toda-Yamamoto, liées par une relation de causalité (au sens de Granger) qui évolue en sens unique (causalité unidirectionnelle) (Tableau\_Annexe H-53). Ainsi, il s'avère que les changements au niveau des tendances de l'indice de production industrielle précèdent ceux observés au niveau de

l'évolution de la population détenue. En plus de cela, les variables sont fortement et négativement corrélées ( $\rho = -0.890$ ,  $p < 0.01$ ).

**Tableau\_Annexe H-50 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.04 (0.27)	-9.49* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.79 (0.21)	-9.47* (0.00)
(ln)indice de production industrielle	Dérive	-1.62 (0.47)	-6.44* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.09* (0.12)	-6.47* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-51 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)indice de production industrielle en Belgique entre dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.01	0.69	0.75	0.72
1	373.46	8.82e-05	-3.66	-3.49*	-3.59*
2	10.90*	8.47e-05*	-3.70*	-3.42	-3.59
3	1.43	9.12e-05	-3.63	-3.23	-3.47
4	3.50	9.57e-05	-3.58	-3.07	-3.37
5	3.71	0.00	-3.54	-2.91	-3.29

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-52 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	22.43	25.87	0.13	17.51	19.39	0.09
r ≤ 1	4.92	12.52	0.61	4.92	12.52	0.61

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe H-53 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)indice de production industrielle basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)indice de production industrielle
(ln)taux de détenus		22.09 (0.00)
(ln)indice de production industrielle	2.34 (0.31)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## 2.7. Le PIB et la population détenue

L'analyse des résultats du texte ADF, présentés dans le Tableau\_Annexe H-54, indique que les deux variables sont intégrées de même ordre. Afin d'analyser l'existence d'une relation de cointégration entre le PIB et la population détenue, le décalage optimal a été fixé à 1<sup>60</sup> (Tableau\_Annexe H-55).

Le Tableau\_Annexe H-56 intègre les résultats du test Johansen, selon lesquels il s'avère que les variables sont bel et bien cointégrées, ce qui signifie qu'il existe une dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le PIB, dynamique qui évolue négativement étant donné que le coefficient de cointégration normalisé est positif.

Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) rejoignent ceux obtenus lors de l'analyse de cointégration puisqu'ils indiquent que les deux variables sont liées au niveau causal (au sens de Granger), et que cette relation est unidirectionnelle dans le sens où un changement au niveau du PIB est suivi, dans le temps, d'une variation au niveau du volume de la population détenue (Tableau\_Annexe H-56). Les variables sont également négativement et fortement corrélées ( $\rho = -0.885$ ,  $p < 0.01$ ).

En tenant compte de l'existence d'une relation unidirectionnelle entre les variables (relation relevée par la procédure de Toda-Yamamoto), le modèle VECM a été estimé en considérant le  $\ln(\text{PIB})$  comme variable indépendante et le  $\ln(\text{taux de détenus pour } 100'000 \text{ habitants})$  comme variable dépendante. Ce modèle permet de comprendre comment les déviations à long terme sont corrigées à court terme.

Le modèle VECM estimé assume la forme suivante :

$$\Delta \log_{Det_t} = -0.07 ect_{t-1} + 0.02 \Delta \log_{Det_{t-1}} - 0.31 \Delta \log_{PIB_{t-1}} - 0.01$$

D'un autre côté, l'équation de cointégration du modèle à long terme est :

$$ect_{t-1} = 1.00 Det_{t-1} + 3.19 Det_{t-1} - 30.71$$

Le Tableau\_Annexe H-57 présente les résultats du modèle à correction d'erreurs (VECM) concernant les populations pénitentiaires et le PIB.

La variable C (1) est en lien avec la vitesse d'ajustement vers un équilibre à long terme et c'est elle qui nous indique l'existence d'une relation à court terme entre les variables. Étant donné que ce coefficient n'est pas significatif en termes statistiques, nous concluons qu'il n'existe à court terme aucune dynamique d'évolution entre la population détenue et le PIB.

---

<sup>60</sup> Si seuls deux critères d'information (sur cinq) indiquent cette valeur comme décalage optimal, l'analyse des résidus indique qu'un seul décalage suffit à capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables.

**Tableau\_Annexe H-54 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.04 (0.27)	-9.49* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.79 (0.21)	-9.47* (0.00)
(ln)PIB	Dérive	-1.53 (0.51)	-8.39* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.43 (0.06)	-8.41* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe H-55 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.04	-0.99	-1.02
1	408.10	1.03e-05	-5.81	-5.64*	-5.74*
2	4.63	1.06e-05	-5.77	-5.49	-5.66
3	13.71*	9.84e-06*	-5.85*	-5.46	-5.69
4	4.04	1.03e-05	-5.81	-5.30	-5.61
5	4.38	1.06e-05	-5.78	-5.16	-5.53

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe H-56 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	29.51	25.87	0.02	22.30	19.39	0.02
r ≤ 1	7.21	12.52	0.32	7.21	12.52	0.32

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe H-57 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
(ln)taux de détenus		8.53 (0.00)
(ln)PIB	1.05 (0.30)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.



**Tableau\_Annexe H-58 : Résultats du modèle VECM incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la deuxième période**

Variable	Coefficient	Erreur standard	Statistique t	Prob.
C (1)	-0.07	0.05	-1.47	0.14
C (2)	0.02	0.11	0.18	0.86
C (3)	-0.31	0.21	-1.49	0.14
C (4)	0.14	0.10	1.35	0.18

## Annexe I. Analyses statistiques détaillées concernant le lien entre criminalité, économie et détention en Belgique dans le contexte de l'analyse troisième période (1946-2019)

### SECTION 1: CRIMINALITÉ ET EMPRISONNEMENT

#### 1.1. Activité des parquets et population détenue

##### **Affaires entrées aux parquets et population détenue**

Le Tableau\_Annexe I-1 affiche les résultats de l'analyse de la stationnarité du (ln)taux d'affaires entrées aux parquets et du (ln)taux de détenus, tous deux pour 100'000 habitants. Selon ces résultats, le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est une variable stationnaire alors que le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants est une variable intégrée d'ordre 1. Afin d'analyser la relation entre ces deux variables, le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants a été stationnarisé (Tableau\_Annexe I-2).

Une fois le décalage optimal fixé à 1 (Tableau\_Annexe I-3) le modèle VAR a été estimé. Les résultats de cette estimation composent le Tableau\_Annexe I-4. Nous constatons que les valeurs passées du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants ont un effet négatif sur les valeurs futures du (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé), au-delà de l'effet positif qu'elles ont sur elles-mêmes. Aussi, les valeurs passées du (ln)taux d'affaires entrées aux parquets ont un effet positif sur les valeurs futures du (ln)taux de détenus pour 100'00 habitants. Ces résultats indiquent l'existence d'une dynamique d'évolution à long terme entre les variables et sont appuyés par les résultats de l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) (Tableau\_Annexe I-5) qui supportent l'existence d'un lien causal (au sens de Granger) bidirectionnelle entre les variables. Ainsi, tout changement qui s'opère sur l'une des variables se reflétera, selon ces résultats, sur l'autre.

L'analyse de corrélation ( $\rho$ ) indique également une liaison statistique significative entre les deux variables puisque les résultats suggèrent qu'elles sont positivement (quoique faiblement) corrélées ( $\rho=0.298$ ,  $p=0.018$ ).

À court terme, nous constatons aussi, au niveau de la Figure\_Annexe I-1, une interaction circulaire entre les deux variables. Dans la représentation de gauche, nous constatons qu'une hausse provoquée sur la population pénitentiaire se traduira sur deux ans en une baisse du volume d'affaires entrées aux parquets, alors que sur la représentation de droite il semble clair qu'une hausse du volume d'affaires entrées aux parquets aura pour effet une hausse de la population détenue deux ans après que cette hausse soit provoquée. En analysant la décomposition de la variance des deux variables en question, nous pouvons voir que deux ans après la hausse du volume d'affaires entrées aux parquets, 6.7 % de la variance de la population détenue peut s'expliquer par cette hausse. Dix ans après le choc initial, le pourcentage de variance de la population détenue expliquée par ladite hausse se stabilise (jusqu'à la fin de la série) aux alentours des 10 % (Tableau\_Annexe I-6). D'un autre côté, nous pouvons aussi voir que deux ans après une hausse provoquée sur la population pénitentiaire,

16 % de la variance du volume d'affaires entrées aux parquets peut être expliqué par cette hausse (Tableau\_Annexe I-7). Ces résultats corroborent l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre les deux variables. En analysant les résidus (Tableau\_Annexe I-8), nous concluons que le modèle VAR est stable.

**Tableau\_Annexe I-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.40 (0.90)	-5.88* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.34* (0.00)	-5.98* (0.00)
(ln)taux d'affaires entrées aux parquets	Dérive	0.77 (0.99)	-7.27* (0.00)
	Dérive et tendance	1.15 (0.99)	-7.25* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-2 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période.**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.40 (0.90)	-5.88* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.34* (0.00)	-5.98* (0.00)
D[(ln)taux d'affaires entrées aux parquets]	Dérive	-7.27* (0.00)	-10.45* (0.00)
	Dérive et tendance	-7.25* (0.00)	-10.37* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-3 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.59	-2.52	-2.56
1	171.59*	8.42e-06*	-6.01*	-5.78*	-5.92*
2	3.20	9.20e-06	-5.92	-5.54	-5.78
3	8.03	8.99e-06	-5.95	-5.42	-5.74
4	1.65	1.01e-05	-5.83	-5.15	-5.57
5	7.84	9.82e-06	-5.87	-5.04	-5.55

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

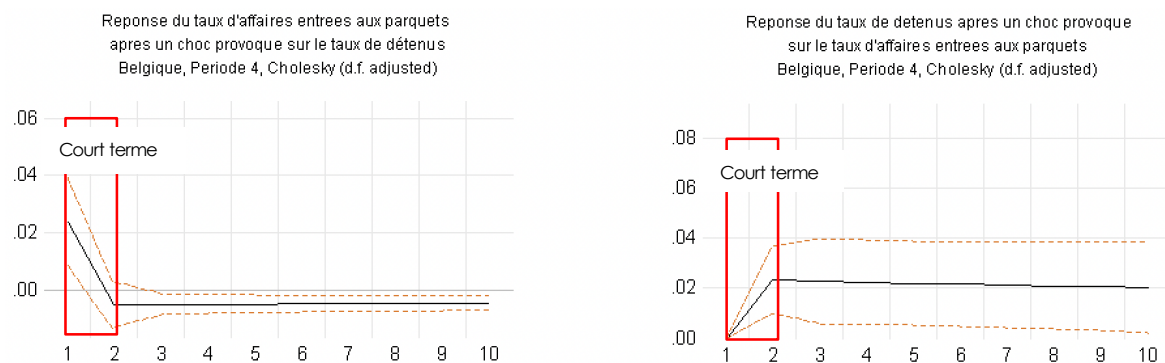
**Tableau\_Annexe I-4 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période**

	(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux d'affaires entrées aux parquets]
(ln)taux de détenus (-1)	1.02	-0.08
(Erreur standard)	(0.03)	(0.03)
[statistique t]	[38.54]	[-2.77]
D[(ln)taux d'affaires entrées aux parquets] (-1)	0.41	-0.04
(Erreur standard)	(0.12)	(0.13)
[statistique t]	[3.57]	[-0.31]
C	-0.07	0.34
(Erreur standard)	(0.11)	(0.12)
[statistique t]	[80.6]	[2.84]

**Tableau\_Annexe I-5 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'affaires entrées aux parquets]
(ln)taux de détenus		12.78 (0.00)
D[(ln)taux d'affaires entrées aux parquets]	7.68 (0.01)	

**Figure\_Annexe I-1 : Analyse de la relation entre la population détenue et le volume d'affaires entrées aux parquets à court terme en Belgique dans le contexte de la troisième période**



**Note :** Graphiques exportés de Eviews

**Tableau\_Annexe I-6 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'affaires entrées aux parquets]
1	0.06	100.00	0.00
2	0.09	93.30	6.70
3	0.11	91.78	8.22
4	0.13	91.10	8.90
5	0.15	90.72	9.28
6	0.16	90.47	9.53
7	0.17	90.30	9.70
8	0.19	90.17	9.83
9	0.20	90.08	9.92
10	0.21	90.00	10.00

**Tableau\_Annexe I-7 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'affaires entrées aux parquets]
1	0.06	15.50	84.50
2	0.06	16.14	83.86
3	0.06	16.71	83.29
4	0.06	17.26	82.74
5	0.06	17.78	82.22
6	0.06	18.28	81.72
7	0.06	18.75	81.25
8	0.06	19.21	80.79
9	0.06	19.65	80.35
10	0.06	20.08	79.93

**Tableau\_Annexe I-8 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et (ln)taux d'affaires entrées aux parquets en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Racine	Modulus
0.99	0.99
-0.01	0.01

Aucune racine ne se trouve en dehors du cercle unitaire. Le VAR satisfait la condition de stabilité.

### **Affaires poursuivies par les parquets et population détenue**

Les résultats du test ADF portant sur la stationnarité des données sont présentés dans le Tableau\_Annexe I-9 et indiquent que les deux variables sont stationnaires, ce qui permet de passer à l'estimation du modèle VAR. Pour ce faire, le décalage optimal a été fixé à 2 en fonction de l'analyse des critères d'information, dont les résultats composent le Tableau\_Annexe I-10.

Les résultats du modèle VAR, présentés dans le Tableau\_Annexe I-11 indiquent qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre les variables. La seule relation statistique significative est celle entre les valeurs passées des variables et leurs propres valeurs futures. Malgré cela, le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets sont liés par une relation de causalité (au sens de Granger) dans le sens où tout changement enregistré au niveau du volume d'affaires poursuivies par les parquets est suivi, dans le temps, d'un changement du volume de la population incarcérée (Tableau\_Annexe I-12). En d'autres mots, il existe une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre les variables. Le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants sont aussi fortement et positivement corrélés ( $\rho=0.710$ ,  $p<0.01$ ).

La Figure\_Annexe I-2 permet de voir l'effet qu'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants aura à court terme sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants. Nous constatons qu'une hausse des affaires poursuivies par les parquets aura, à court terme, un effet positif sur le volume de la population détenue, en le poussant lui aussi à la hausse.

En analysant la décomposition de la variance du (ln)taux de détenus, nous constatons que 2 ans après le choc provoqué au niveau du volume des affaires poursuivies par les parquets, 2,4 % de la variance du volume de la population pénitentiaire y est attribué, ce pourcentage monte à 14 % 4 ans après et même à 45 % après 10 ans (Tableau\_Annexe I-13), ce qui soutient l'existence d'une dynamique d'évolution non seulement à court, mais aussi à long terme.

Après avoir analysé les résidus, nous sommes en mesure de conclure que le modèle VAR est stable (Tableau\_Annexe I-14).

**Tableau\_Annexe I-9 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.74 (0.40)	-4.52* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.39* (0.01)	-5.50* (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	Dérive	-0.21 (0.93)	-9.90* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.71* (0.00)	-9.96* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-10 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.97	-1.89	-1.94
1	117.51	3.27e-05	-4.65	-4.41	-4.56
2	14.69*	2.70e-05*	-4.85*	-4.44*	-4.70*
3	3.52	2.95e-05	-4.76	-4.19	-4.55
4	1.11	3.45e-05	-4.61	-3.88	-4.341
5	4.41	3.66e-05	-4.56	-3.67	-4.23

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe I-11 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période**

	(ln)taux de détenus]	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
(ln)taux de détenus (-1)	0.99	-0.10
(Erreur standard)	(0.15)	(0.35)
[statistique t]	[6.66]	[-0.28]
(ln)taux de détenus (-2)	-0.32	-0.24
(Erreur standard)	(0.13)	(0.29)
[statistique t]	[-2.58]	[-0.82]
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets (-1)	0.10	0.59
(Erreur standard)	(0.06)	(0.15)
[statistique t]	[1.64]	[4.05]
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets (-2)	0.02	0.48
(Erreur standard)	(0.07)	(0.15)
[statistique t]	[0.23]	[3.12]
C	0.41	0.81
(Erreur standard)	(0.24)	(0.55)
[statistique t]	[1.74]	[1.48]

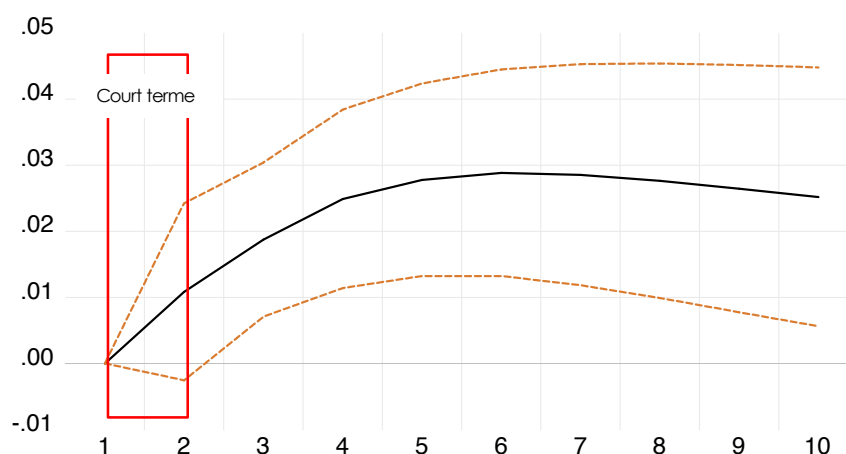
**Tableau\_Annexe I-12 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
(ln)taux de détenus		13.54 (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	3.68 (0.16)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.



**Figure\_Annexe I-2 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants à l'application d'un choc sur le(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la troisième période**



**Note :** Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe I-13 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
1	0.05	100.00	0.00
2	0.07	97.62	2.38
3	0.08	92.93	7.07
4	0.09	85.85	14.15
5	0.09	78.21	21.79
6	0.10	71.27	28.73
7	0.10	65.61	34.39
8	0.10	61.13	38.87
9	0.11	57.60	42.40
10	0.11	54.76	45.24

**Tableau\_Annexe I-14 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Racine	Modulus
0.96	0.96
0.54 - 0.22i	0.58
0.54 + 0.22i	0.58
-0.46	0.46

## 1.2. Activité des tribunaux correctionnels et de la population détenue

Les résultats de l'analyse de la stationnarité des données à travers le test ADF sont présentés dans le Tableau\_Annexe I-15. Puisque le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est stationnaire et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels est intégré d'ordre 1, nous devons stationnariser cette dernière variable. Une nouvelle analyse de stationnarité nous permet de confirmer que, après cette procédure, les deux variables sont, effectivement, stationnaires (Tableau\_Annexe I-16).

Le décalage optimal ayant été fixé à 2<sup>61</sup> (Tableau\_Annexe I-17), nous passons à l'analyse du modèle VAR. Les résultats pointent vers l'inexistence d'une relation à long terme entre la population pénitentiaire et l'activité des tribunaux correctionnels telle que mesurée par les accusés jugés par ces instances (Tableau\_Annexe I-18). De plus, les variables ne sont pas liées par une relation causale (au sens de Granger) (Tableau\_Annexe I-19) ni par une corrélation statistiquement significative ( $\rho = -0.110$ ,  $p = 0.511$ ).

Par rapport à l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre les variables, la Figure\_Annexe I-3 permet de voir l'impact qu'une hausse provoquée sur chacune des variables a sur l'autre. Si on considère la représentation de gauche, une augmentation de la population détenue sera suivie d'une baisse de l'activité des tribunaux correctionnels jusqu'à trois ans après le choc. D'un autre côté, et comme nous pouvons le voir dans la représentation de droite, une hausse de l'activité des tribunaux correctionnels ne semble pas être suivie d'un changement significatif au niveau de la population détenue (en termes statistiques). Afin de mieux comprendre ce que ces changements impliquent, le Tableau\_Annexe I-20 et le Tableau\_Annexe I-21 intègrent les résultats de la décomposition de la variance de chacune des variables. Pour ce qui est de celle de l'activité des tribunaux correctionnels (Tableau\_Annexe I-20), il s'avère que deux ans après le choc provoqué au niveau de la population détenue, 5.2 % de la variance de l'activité des tribunaux correctionnels semble s'expliquer par ce choc. D'un autre côté, l'effet qu'un changement provoqué sur l'activité des tribunaux correctionnels a sur le volume de la population détenue est négligeable puisqu'en moyenne seule 0.2 % de la variance de cette population peut être expliquée par le choc provoqué sur l'activité des tribunaux correctionnels.

---

<sup>61</sup> Selon l'analyse des résidus un seul décalage ne suffirait pas à capter l'ensemble des dynamiques entre les variables.

**Tableau\_Annexe I-15 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-3.63 (0.01)	-3.50* (0.01)
	Dérive et tendance	-4.35* (0.01)	-3.79* (0.03)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-2.30 (0.18)	-6.46* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.45 (0.06)	-6.41* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-16 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.24 (0.20)	-5.83* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.24* (0.01)	-6.13* (0.00)
D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]	Dérive	-6.46* (0.00)	-6.15* (0.00)
	Dérive et tendance	-6.41* (0.00)	-6.03* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-17 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2.17e-05	-5.06	-4.97	-5.03
1	35.91	8.09e-06	-6.05	-5.79*	-5.96
2	9.47	7.35e-06*	-6.15*	-5.69	-6.00*
3	2.33	8.68e-06	-5.99	-5.35	-5.78
4	1.25	1.07e-05	-5.80	-4.97	-5.52
5	10.03*	8.78e-06	-6.03	-5.02	-5.69

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe I-18 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période**

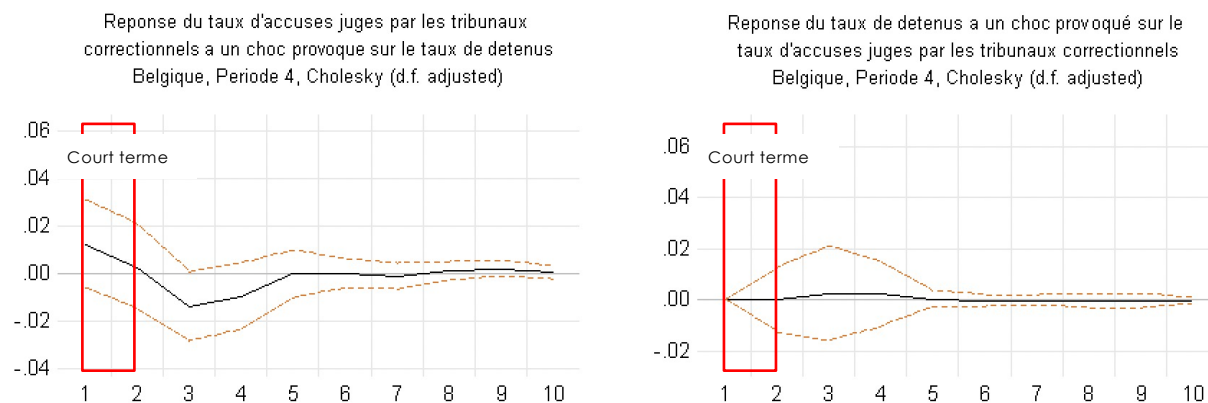
	(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]
(ln)taux de détenus (-1)	1.14	0.10
(Erreur standard)	(0.16)	(0.20)
[statistique t]	[6.96]	[0.52]
(ln)taux de détenus (-2)	-0.49	-0.26
(Erreur standard)	(0.14)	(0.16)
[statistique t]	[-3.57]	[-1.60]
D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels] (-1)	-0.00	-0.15
(Erreur standard)	(0.11)	(0.14)
[statistique t]	[-0.00]	[-1.09]
D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels] (-2)	0.04	-0.51
(Erreur standard)	(0.11)	0.14
[statistique t]	[0.38]	[-3.69]
C	1.38	0.62
(Erreur standard)	(0.37)	(0.44)
[ statistique t]	[3.72]	[1.39]

**Tableau\_Annexe I-19 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]
(ln)taux de détenus		0.15 (0.93)
D[(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels]	4.41 (0.11)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe I-3 : Analyse de la relation entre le taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels en Belgique dans le contexte de la troisième période**



**Note :** Graphiques exportés de Eviews

**Tableau\_Annexe I-20 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux de prévenus par les tribunaux correctionnels]
1	0.05	100.00	0.00
2	0.07	100.00	1.63E-05
3	0.08	99.91	0.09
4	0.08	99.84	0.16
5	0.08	99.84	0.16
6	0.08	99.84	0.16
7	0.08	99.84	0.16
8	0.08	99.84	0.16
9	0.08	99.84	0.16
10	0.08	99.84	0.16

**Tableau\_Annexe I-21 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux de prévenus par les tribunaux correctionnels]
1	0.06	5.04	94.96
2	0.06	5.18	94.82
3	0.06	8.63	91.37
4	0.06	10.45	89.55
5	0.07	10.12	89.88
6	0.07	10.03	89.97
7	0.07	9.99	90.01
8	0.07	9.98	90.02
9	0.07	10.08	89.92
10	0.07	10.07	89.93

### 1.3. Activité des cours d'assises et population détenue

Les résultats de l'analyse de stationnarité en ayant recours au test ADF sont présentés dans le Tableau\_Annexe I-22. Nous pouvons voir que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants est une variable stationnaire alors que le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises est intégré d'ordre 1. Les résultats du test ADF après la stationnarisation de cette dernière variable (Tableau\_Annexe I-23) confirment la stationnarité des deux variables après le processus de différenciation (stationnarisation).

Le Tableau\_Annexe I-24 présente les résultats de l'analyse des différents critères d'informations qui nous a permis de fixer le décalage optimal à 1.

Les résultats de l'analyse du Modèle VAR, présentés dans le Tableau\_Annexe I-25, permettent de conclure qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre les variables. Au-delà de ça, les résultats de la procédure de Toda-Yamamoto indiquent qu'il n'existe aucune relation causale (au sens de Granger) statistiquement significative entre la population détenue et l'activité des parquets (Tableau\_Annexe I-26), alors même que les variables sont significativement, positivement et fortement corrélées ( $\rho=0.703$ ,  $p<0.01$ ).

À court terme en revanche, il semblerait que les changements de la population pénitentiaire succèdent ceux que l'on observe au niveau de population pénitentiaire et comme nous pouvons le constater sur la Figure\_Annexe I-4.. S'il est possible de tirer ces conclusions à travers l'analyse visuelle de ladite figure, l'analyse de la décomposition de la variance de ces deux variables permet de chiffrer l'impact qu'un changement provoqué sur une variable peut avoir sur l'autre (Tableau\_Annexe I-27 et Tableau\_Annexe I-28), et il est effectivement possible de constater un impact plus conséquent du (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour

100'000 habitants (stationnarisé) sur la population détenue, par rapport à un impact de cette population sur ledit volume. En effet, si une hausse provoquée au niveau de la population pénitentiaire est à même d'expliquer moins de 2 % de la variance de l'activité des cours d'assises sur l'ensemble de la troisième période, une hausse provoquée sur l'activité de ces instances se reflétera très rapidement sur la population détenue en la faisant baisser et, dans ce sens, en moyenne 8.8 % de la variance de l'activité des cours d'assises est en lien avec la hausse provoquée sur la population pénitentiaire. Sur deux ans, 1.3 % de la variance du taux de détenus peut être attribué à la variance de l'activité des cours d'assises et, aussi sur 2 ans, 8.9 % de la variance de cette activité peut être expliqué par un changement au niveau de la population détenue. Ces résultats indiquent qu'il existe en effet une dynamique d'évolution à court terme entre les variables et que même si cette dynamique évolue dans les deux directions, il s'avère que le niveau de significativité des relations soit plus marquée que celle des cours d'assises sur la population détenue.

**Tableau\_Annexe I-22 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.63 (0.09)	-4.31* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.47* (0.00)	-4.66* (0.00)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	Dérive	-1.35 (0.60)	-8.96* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.05 (0.13)	-9.74* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-23 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.63 (0.09)	-4.31* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.47* (0.00)	-4.66* (0.00)
D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]	Dérive	-8.96* (0.00)	-5.50* (0.00)
	Dérive et tendance	-9.74* (0.00)	-4.34* (0.01)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-24 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.05	-0.96	-1.01
1	73.62*	0.00*	-2.79*	-2.54*	-2.70*
2	6.33	0.00	-2.77	-2.35	-2.62
3	4.75	0.00	-2.71	-2.13	-2.50
4	0.69	0.00	-2.54	-1.79	-2.27
5	9.16	0.00	-2.65	-1.73	-2.31

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère

**Tableau\_Annexe I-25 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) en Belgique dans le contexte de la troisième période**

	(ln)taux de détenus]	D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]
(ln)taux de détenus (-1)	-0.40	-0.01
(Erreur standard)	(0.14)	(0.02)
[statistique t]	[-2.78]	[-0.30]
D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises] (-1)	0.37	0.84
(Erreur standard)	(0.46)	(0.08)
[statistique t]	[0.80]	[10.77]
C	-1.45	0.63
(Erreur standard)	(1.82)	(0.31)
[statistique t]	[-0.80]	[2.03]

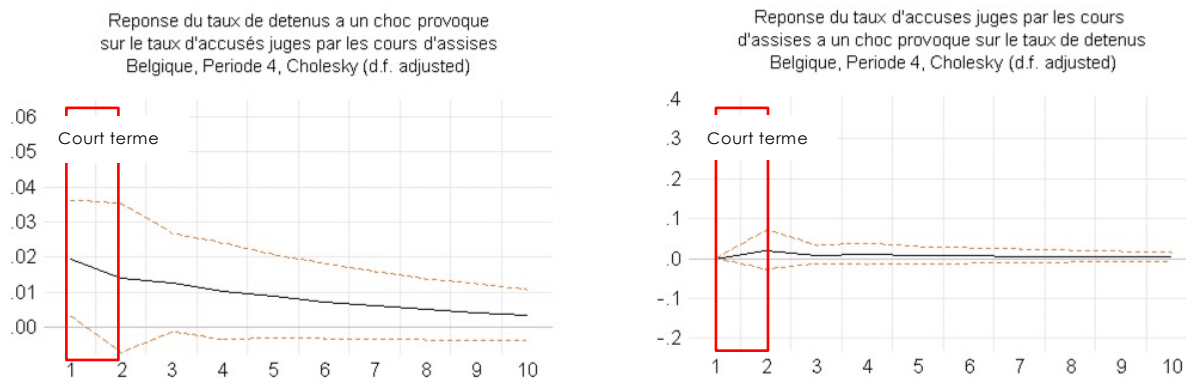
**Tableau\_Annexe I-26 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]
(ln)taux de détenus		0.09 (0.76)
D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]	0.64 (0.42)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.



**Figure\_Annexe I-4 : Analyse de la relation entre le (ln)taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) dans le contexte de la troisième période.**



**Tableau\_Annexe I-27 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]
1	0.05	100.00	0.00
2	0.09	99.90	1.30
3	0.10	99.91	1.83
4	0.12	99.90	1.74
5	0.12	99.90	1.79
6	0.12	99.90	1.85
7	0.12	99.90	1.85
8	0.13	99.90	1.85
9	0.13	99.90	1.86
10	0.13	99.90	1.86

**Tableau\_Annexe I-28 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	D[(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises]
1	0.28	11.28	88.72
2	0.33	8.96	91.04
3	0.33	9.32	90.68
4	0.35	8.82	91.18
5	0.35	8.69	91.31
6	0.35	8.79	91.21
7	0.35	8.74	91.26
8	0.35	8.73	91.27
9	0.35	8.74	91.26
10	0.35	8.74	91.26

## **SECTION 2 : ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT**

### **2.1. L'inflation et la population détenue**

Le Tableau\_Annexe I-29 intègre les résultats du test ADF relatifs à l'analyse de stationnarité des données. Nous constatons que les deux variables sont stationnaires. Afin d'analyser le modèle VAR, le décalage optimal a été fixé à 4 (un seul décalage ne suffisant pas à capter toutes les dynamiques entre les variables), en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe I-30).

Pour ce qui est du modèle VAR, dont les résultats de l'analyse sont présentés dans le Tableau\_Annexe I-31, nous pouvons voir qu'à long terme, les valeurs passées de l'inflation sont significativement liées (en termes statistiques) aux valeurs futures de la population détenue. Les résultats indiquent en effet que toute hausse enregistrée au niveau de l'inflation se suivra, dans le temps, d'une hausse de la population détenue.

Les résultats du test de causalité (au sens de Granger) selon la procédure de Toda-Yamamoto vont rejoindre ceux obtenus lors de l'analyse du modèle VAR étant donné qu'ils suggèrent qu'il existe un lien de causalité (au sens de Granger) unidirectionnelle entre l'inflation et la population détenue, de sorte que tout changement enregistré au niveau de l'inflation se suivra dans le temps de changements du volume de la population pénitentiaire (Tableau\_Annexe I-32) En revanche, les variables ne sont pas corrélées de manière statistiquement significative ( $\rho = -0.128$ ,  $p = 0.09$ ).

Par rapport à la relation à court terme, les résultats des analyses peuvent être observés dans la Figure\_Annexe I-5, qui montre clairement qu'une hausse provoquée sur l'inflation sera suivie d'une hausse de la population détenue jusqu'à 4 ans après le choc initial. La population pénitentiaire baissera ensuite jusqu'à se rapprocher de plus en plus des valeurs de départ. Si on décompose la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (Tableau\_Annexe I-33) on constate que deux ans après l'impact, 1.3 % de la variance du taux de détenus s'explique par ce choc provoqué sur l'inflation. Ce pourcentage atteint son maximum 5 ans après le choc, au moment où 7.9 % de la variance de la population détenue peut être expliquée par la hausse provoquée au niveau de l'inflation. Nous pouvons ainsi conclure à l'existence d'une dynamique d'évolution à court terme entre les variables, même s'il semble que les effets se font plus sentir après deux ans.

La stabilité du modèle VAR a été analysée et nous concluons que ce modèle est, en effet, stable (Tableau\_Annexe I-34).

**Tableau\_Annexe I-29 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.40 (0.90)	-5.88* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.35* (0.00)	-5.98* (0.00)
inflation	Dérive	-4.82* (0.00)	-9.27* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.78* (0.00)	-9.28* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-30 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1.10e-05	-5.74	-5.67	-5.71
1	275.34	1.91e-07	-9.79	-9.60*	-9.72
2	4.59	2.00e-07	-9.75	-9.43	-9.62
3	17.21	1.70e-07	-9.91	-9.46	-9.73
4	10.10*	1.62e-07*	-9.96*	-9.38	-9.73*
5	3.00	1.73e-07	-9.90	-9.19	-9.62

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe I-31 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période.**

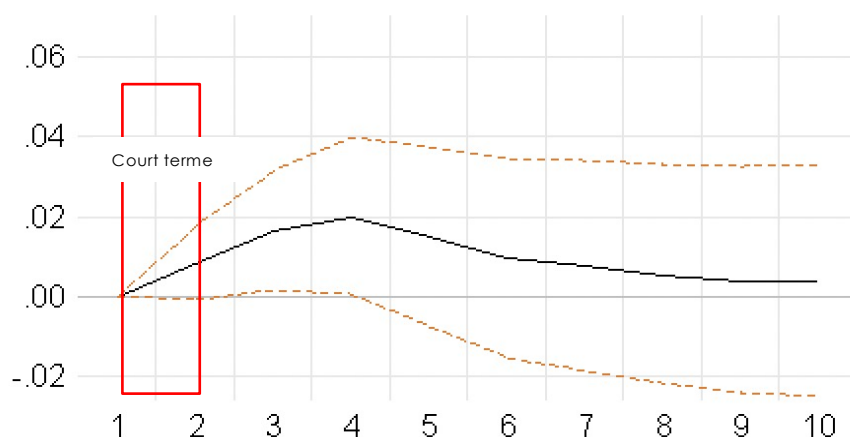
	(ln)taux de détenus	Inflation
(ln)taux de détenus (-1)	1.16	-0.03
(Erreur standard)	(0.12)	(0.02)
[statistique t]	[9.75]	[-1.80]
(ln)taux de détenus (-2)	-0.25	0.02
(Erreur standard)	(0.19)	(0.03)
[statistique t]	[-1.31]	[0.54]
(ln)taux de détenus (-3)	0.03	0.01
(Erreur standard)	(0.19)	(0.03)
[statistique t]	[0.15]	[0.40]
(ln)taux de détenus (-4)	0.05	0.00
(Erreur standard)	(0.12)	(0.02)
[statistique t]	[0.45]	[0.08]
inflation (-1)	1.14	0.79
(Erreur standard)	(0.61)	(0.09)
[statistique t]	[1.86]	[8.54]
inflation (-2)	0.03	-0.28
(Erreur standard)	(0.64)	(0.10)
[statistique t]	[0.05]	[-2.87]
inflation (-3)	0.03	0.47
(Erreur standard)	(0.65)	(0.10)
[statistique t]	[0.04]	[4.83]
inflation (-4)	1.16	-0.24
(Erreur standard)	(0.54)	(0.08)
[statistique t]	[2.15]	[-2.89]
C	0.04	0.02
(Erreur standard)	(0.09)	(0.01)
[ statistique t]	[0.47]	[1.32]

**Tableau\_Annexe I-32 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et l'inflation basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	inflation
(ln)taux de détenus		9.67 (0.05)
inflation	6.72 (0.15)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure Annexe I-5 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants à l'application d'un choc sur l'inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période**



Note : Graphique exporté de Eviews

**Tableau Annexe I-33 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur l'inflation sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	Inflation
1	0.05	100.00	0.00
2	0.07	98.73	1.27
3	0.09	95.84	4.16
4	0.10	92.86	7.14
5	0.11	92.09	7.91
6	0.12	92.38	7.62
7	0.12	92.88	7.12
8	0.13	93.46	6.54
9	0.14	93.99	6.01
10	0.15	94.45	5.55

**Tableau Annexe I-34 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et inflation en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Racine	Modulus
0.05 - 0.21i	0.22
0.05 - 0.21i	0.22
-0.27	0.27

Aucune racine ne se trouve en dehors du cercle unitaire. Le VAR satisfait la condition de stabilité.

## 2.2. Le PIB et la population détenue

En termes de stationnarité des données, le test ADF nous permet de conclure que les deux variables sont stationnaires (Tableau\_Annexe I-35), ce qui permet de passer directement à l'analyse du modèle VAR. Pour ce faire, le décalage optimal à considérer a été fixé à 1 en fonction de l'analyse des critères d'informations, dont les résultats composent le Tableau\_Annexe I-36.

Le Tableau\_Annexe I-37 présente les résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB. Ces résultats indiquent que, à long terme, les valeurs passées du PIB sont significativement et positivement liées (en termes statistiques) aux valeurs futures du (ln)taux de population pénitentiaire pour 100'000 habitants.

En se penchant sur l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre les deux variables, la procédure de Toda-Yamamoto indique également l'existence d'une relation causale (au sens de Granger) unidirectionnelle entre les deux variables (Tableau\_Annexe I-38) où les modifications enregistrées au niveau du PIB surgit précèdent celles que peuvent être observées en termes de volume de la population détenue. À cela s'ajoute l'existence d'une corrélation positive, de forte intensité, et statistiquement significative entre les deux variables ( $\rho=0.859, p<0.01$ ).

À court terme, la Figure\_Annexe I-6 permet de voir ce qu'un changement provoqué sur le PIB, identifié comme variable explicative par les analyses précédentes, déclenche sur la population détenue. Nous constatons immédiatement l'existence d'une relation à long terme entre les variables qui a été relevée lors de l'analyse du modèle VAR puisque la hausse provoquée sur le PIB se suit d'une augmentation graduelle et constante de la population détenue dans le temps. Nous constatons dans le Tableau\_Annexe I-39, qui présente les résultats de l'analyse de la décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants, que la hausse provoquée sur le PIB n'explique que 0.05 % de la variance de ce taux deux ans après la hausse provoquée, alors que dix ans après ce changement il en explique 2.9 %. Les résultats nous permettent de conclure qu'il n'existe pas de relation entre le PIB et la population pénitentiaire, malgré l'existence d'une dynamique d'évolution à long terme entre les variables.

Finalement, l'analyse des résidus confirme la stabilité du modèle VAR (Tableau\_Annexe I-40).

**Tableau\_Annexe I-35 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-0.50 (0.88)	-5.87* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.28* (0.01)	-5.91* (0.00)
(ln)PIB	Dérive	-4.35* (0.00)	-6.24* (0.00)
	Dérive et tendance	-0.07 (0.99)	-7.47* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-36 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	0.19	0.26	0.22
1	553.11*	8.26e-07*	-8.33*	-8.13*	-8.25*
2	7.21	8.29e-07	-8.33	-8.00	-8.20
3	7.18	8.29e-07	-8.33	-7.87	-8.15
4	1.10	9.19e-07	-8.23	-7.64	-7.99
5	4.11	9.64e-07	-8.18	-7.46	-7.90

\*Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe I-37 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période**

	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
(ln)taux de détenus (-1)	0.87	0.00
(Erreur standard)	(0.03)	(0.01)
[statistique t]	[26.24]	[0.06]
(ln)PIB (-1)	0.09	0.98
(Erreur standard)	(0.02)	(0.01)
[statistique t]	[4.77]	[150.00]
C	-0.31	0.20
(Erreur standard)	(0.12)	(0.04)
[ statistique t]	[-2.72]	[4.89]

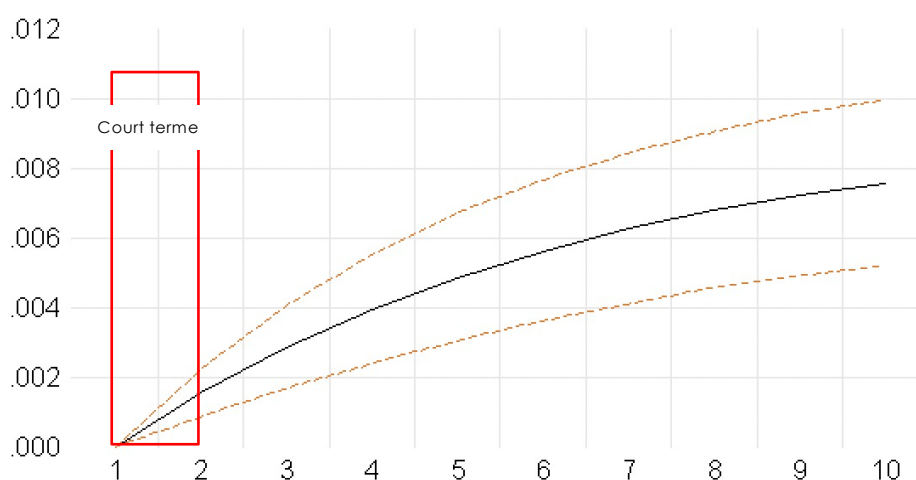


**Tableau\_Annexe I-38 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
(ln)taux de détenus		22.76 (0.00)
(ln)PIB	0.00 (0.95)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe I-6 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants à un choc sur le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période**



**Note :** Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe I-39 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)PIB en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
1	0.05	100.00	0.00
2	0.07	99.95	0.05
3	0.08	99.83	0.17
4	0.08	99.63	0.37
5	0.09	99.36	0.64
6	0.09	99.02	0.98
7	0.09	98.62	1.38
8	0.09	98.16	1.84
9	0.10	97.65	2.35
10	0.10	97.09	2.91

**Tableau\_Annexe I-40 : Résultats du test des résidus relatif aux variables (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et (ln)PIB en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Racine	Modulus
0.98	0.98
0.86	0.86

Aucune racine ne se trouve en dehors du cercle unitaire. Le VAR satisfait la condition de stabilité.

### 2.3. Le coefficient de Gini et la population détenue

En analysant la stationnarité des données, nous concluons que les variables sont toutes deux stationnaires (Tableau\_Annexe I-41). Pour estimer le modèle VAR, et en fonction de l'analyse des critères d'information (Tableau\_Annexe I-42), le décalage optimal a été fixé à 2 (l'analyse des résidus indiquant que l'ensemble des dynamiques ne peuvent être capturées en considérant un seul décalage).

Les résultats de l'analyse du modèle VAR sont présentés dans le Tableau\_Annexe I-43 et indiquent qu'il n'existe, à long terme, aucune dynamique d'évolution entre les variables. Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) en fonction de la procédure Toda-Yamamoto (présentés dans Tableau\_Annexe I-44 suggèrent aussi qu'il n'existe aucune relation causale (au sens de Granger) entre le coefficient de Gini et la population détenue. En revanche, les variables sont significativement, négativement et fortement corrélées ( $\rho = -0.647, p < 0.01$ ).

Finalement, la Figure\_Annexe I-7 permet de tirer des conclusions sur la relation entre les variables à court terme : un choc provoqué sur la population pénitentiaire sera suivi par une hausse du coefficient de Gini (représentation de gauche). Deux ans après le choc provoqué sur la population détenue, 6.3 % de la variance du coefficient de Gini peut y être attribué au niveau statistique (Tableau\_Annexe I-45). En revanche, il semblerait qu'une hausse provoquée sur le coefficient de Gini n'ait que très peu d'impact sur le volume de la population pénitentiaire (représentation de droite). En effet, deux ans après la hausse provoquée sur le coefficient de Gini, moins de 0.5% de la variance de la population détenue peut y être attribué en termes statistiques (Tableau\_Annexe I-46).

**Tableau\_Annexe I-41 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini, en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.66 (0.44)	-3.60* (0.01)
	Dérive et tendance	-3.99* (0.03)	-4.09* (0.02)
(ln)coefficient de Gini	Dérive	0.80 (0.90)	-4.57* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.18* (0.02)	-5.55* (0.00)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe I-42 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1.45e-05	-5.46	-5.36	-5.45
1	26.96*	4.13e-06	-6.73	-6.43	-6.68
2	9.02	3.37e-06*	-6.95*	-6.45*	-6.87*
3	3.64	3.97e-06	-6.83	-6.14	-6.72
4	4.27	4.33e-06	-6.84	-5.94	-6.69
5	3.52	5.00e-06	-6.86	-5.76	-6.67

\*Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe I-43 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini en Belgique dans le contexte de la troisième période**

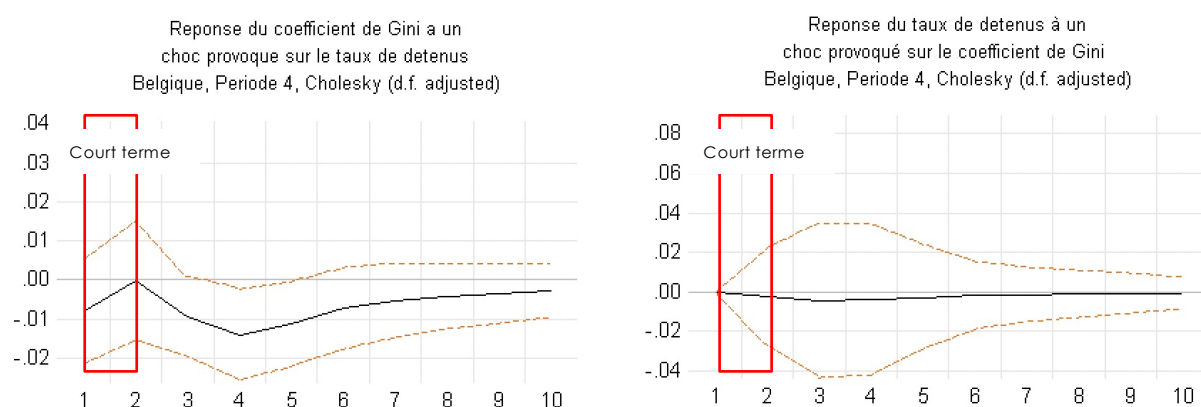
	(ln)taux de détenus	(ln)Coefficient de Gini
(ln)taux de détenus (-1)	1.07	0.03
(Erreur standard)	(0.23)	(0.14)
[statistique t]	[4.59]	[0.19]
(ln)taux de détenus (-2)	-0.26	-0.23
(Erreur standard)	(0.24)	(0.14)
[statistique t]	[-1.08]	[-1.64]
(ln)Coefficient de Gini (-1)	-0.08	0.20
(Erreur standard)	(0.40)	(0.24)
[statistique t]	[-0.19]	[0.86]
(ln)Coefficient de Gini (-2)	-0.05	-0.21
(Erreur standard)	(0.42)	(0.25)
[statistique t]	[-0.11]	[-0.85]
C	1.28	4.26
(Erreur standard)	(2.34)	(1.41)
[ statistique t]	[0.54]	[3.03]

**Tableau\_Annexe I-44 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)coefficient de Gini basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)coefficient de Gini
(ln)taux de détenus		0.05 (0.97)
(ln)coefficient de Gini	6.17 (0.06)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Figure\_Annexe I-7 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants à un choc sur le coefficient de Gini en Belgique dans le contexte de la troisième période**



**Note :** Graphiques exportés de Eviews

**Tableau\_Annexe I-45 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)coefficient de Gini en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	(ln)coefficient de Gini
1	0.03	6.29	93.71
2	0.03	6.06	93.94
3	0.03	12.92	87.08
4	0.04	25.44	74.56
5	0.04	31.57	68.43
6	0.04	33.81	66.18
7	0.04	34.95	65.05
8	0.04	35.72	64.28
9	0.04	36.22	63.78
10	0.04	36.52	63.48

**Tableau\_Annexe I-46 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln) taux de détenus pour 100'000 habitants en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)coefficient de Gini sur 10 ans en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Période	Erreur standard	(ln)taux de détenus	(ln)coefficient de Gini
1	0.05	00.00	0.00
2	0.08	99.91	0.09
3	0.09	99.70	0.30
4	0.10	99.58	0.42
5	0.11	99.55	0.45
6	0.11	99.53	0.47
7	0.11	99.53	0.47
8	0.11	99.52	0.48
9	0.11	99.52	0.48
10	0.11	99.52	0.48

#### 2.4. Le pourcentage de personnes sans emploi et la population détenue

Comme nous le constatons à l'analyse du Tableau\_Annexe I-47, les deux variables sont intégrées d'ordre 1. Afin d'analyser l'existence d'une relation de cointégration entre elles, le décalage optimal a été fixé à 2 (Tableau\_Annexe I-48). Les résultats du test de Johansen, présentés dans le Tableau\_Annexe I-49, indiquent que les variables ne sont pas cointégrées, ce qui signifie qu'il n'existe aucune dynamique d'évolution à long terme entre elles. En revanche, il existe une relation de causalité (au sens de Granger) bidirectionnelle entre le pourcentage de personnes sans emploi et la population pénitentiaire (Tableau\_Annexe I-50), tout comme il existe une corrélation statistique significative négative et de forte intensité entre ces variables ( $\rho = -0.741$ ,  $p < 0.01$ ).

**Tableau\_Annexe I-47 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.48 (0.53)	-5.02* (0.01)
	Dérive et tendance	-1.08 (0.92)	-5.02* (0.00)
(ln)% de personnes sans emploi	Dérive	-1.41 (0.57)	-4.20* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.56 (0.06)	-4.13* (0.01)

\*Indique l'ordre d'intégration de la variable avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value

**Tableau\_Annexe I-48 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-1.10	-1.01	-1.07
1	112.41	3.04e-05	-4.73	-4.45	-4.64
2	15.45*	2.21e-05*	-5.05*	-4.59*	-4.90*
3	2.58	2.58e-05	-4.90	-4.26	-4.69
4	5.79	2.62e-05	-4.90	-4.08	-4.63
5	4.52	2.79e-05	-4.87	-3.86	-4.54

\*Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe I-49 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	17.20	25.87	0.40	9.91	19.39	0.63
r ≤ 1	7.28	12.52	0.32	7.28	12.52	0.32

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe I-50 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)pourcentage de personnes sans emploi basé sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de la troisième période**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)% de personnes sans emploi
(ln)taux de détenus		6.02 (0.05)
(ln)% de personnes sans emploi	11.63 (0.00)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## Annexe J. Analyses statistiques détaillées concernant le lien entre criminalité, économie et détention en Belgique dans le contexte de l'analyse globale (1831-2019)

### SECTION 1 : CRIMINALITÉ ET EMPRISONNEMENT

#### 1.1. Activité des parquets et population détenue

##### **Affaires entrées aux parquets et population détenue**

Les résultats présentés dans le Tableau\_Annexe J-1 indiquent que les variables sont intégrées d'ordre 1, ce qui permet de procéder à l'analyse de cointégration. Pour ce faire, le décalage optimal a été fixé à 2 (Tableau\_Annexe J-2). Les résultats de l'analyse de cointégration, présentés dans le Tableau\_Annexe J-3, indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les affaires entrées aux parquets, et la population détenue. En d'autres mots, il n'existe, à long terme, aucune dynamique d'évolution entre les variables. En revanche, l'analyse du lien de causalité (au sens de Granger) selon la procédure de Toda-Yamamoto aboutit à des résultats différents en indiquant l'existence d'une relation bidirectionnelle entre les variables (Tableau\_Annexe J-4). De plus, les variables sont négativement et modérément corrélées ( $\rho=-0.555$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe J-1 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.73 (0.41)	-11.64* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.28 (0.89)	-11.71* (0.00)
(ln)taux d'affaires entrées aux parquets	Dérive	-0.58 (0.87)	-11.18* (0.00)
	Dérive et tendance	-0.54 (0.98)	-11.14* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe J-2 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.07	3.02	3.06	3.04
1	1005.66	7.59e-05	-3.81	-3.69	-3.76
2	27.29*	6.63e-05*	-3.95*	-3.74*	-3.86*
3	1.52	6.92e-05	-3.90	-3.62	-3.79
4	3.33	7.13e-05	-3.87	-3.51	-3.73
5	7.98	7.10e-05	-3.88	-3.43	-3.70

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe J-3 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 200'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques						
Aucun	18.71	25.87	0.30	17.80	19.39	0.08
$r \leq 1$	0.91	12.52	0.99	0.91	12.52	0.99

\*MacKinnon-Haug – Michéris (1999) *p*-values.**Tableau\_Annexe J-4 : Résultats du test de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires entrées aux parquets pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	((ln)taux d'affaires entrées aux parquets
(ln)taux de détenus		20.23 (0.00)
(ln)taux d'affaires entrées aux parquets	12.91 (0.00)	

Note : Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

**Affaires poursuivies par les parquets et population détenue**

Le Tableau\_Annexe J-5 affiche les résultats du test ADF. Nous constatons que les deux variables sont intégrées de même ordre. Afin d'analyser l'existence d'une relation de cointégration entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants, le décalage optimal a été fixé à 2 en fonction de l'analyse des critères d'informations (Tableau\_Annexe J-6).

Les résultats du test Johansen (Tableau\_Annexe J-7) indiquent que les variables sous analyse ne sont pas cointégrées, ce qui signifie qu'il n'existe pas de dynamique d'évolution à long terme entre la population détenue et le volume d'affaires poursuivies par les parquets, alors que les résultats du test de causalité (au sens de Granger) indiquent l'existence d'une relation causale (bidirectionnelle) entre les variables (Tableau\_Annexe J-8) et que le test de corrélation indique que les variables sont négativement corrélées ( $\rho = -0.598$ ,  $p < 0.01$ ).



**Tableau\_Annexe J-5 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.73 (0.41)	-10.88* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.62 (0.78)	-10.93* (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	Dérive	-0.28 (0.92)	-13.85* (0.00)
	Dérive et tendance	-3.34 (0.06)	-13.84* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe J-6 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.02	1.93	1.97	1.94
1	718.38	0.00	-3.46	-3.33	-3.40
2	26.07*	9.39e-05*	-3.60*	-3.38*	-3.51*
3	1.44	9.85e-05	-3.55	-3.25	-3.43
4	1.64	0.00	-3.50	-3.12	-3.35
5	7.60	0.00	-3.51	-3.03	-3.31

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe J-7 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 200'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ - max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
Aucun	14.09	25.87	0.65	12.03	19.39	0.41
$r \leq 1$	2.06	12.52	0.97	2.06	12.52	0.97

\*Mackinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe J-8 : Résultats du test de l'analyse de causalité (au sens de Granger) entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets pour 100'000 habitants basée sur la procédure de Toda-Yamamoto en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	((ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets
(ln)taux de détenus		16.04 (0.00)
(ln)taux d'affaires poursuivies par les parquets	6.22 (0.04)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, et les autres des statistiques F-test.

## 1.2. Activité des tribunaux correctionnels et population détenue

Lorsque la stationnarité des variables est analysée (Tableau\_Annexe J-9) nous constatons que les variables ne sont pas intégrées de même ordre, ce qui nous mène à stationnariser le taux de détenus pour 100'000 habitants, qui est intégré d'ordre 1. Le Tableau\_Annexe J-10 permet de constater qu'une fois le processus de stationnarisation achevée, les variables sont, en effet, toutes deux stationnaires, ce qui permet de poursuivre l'analyse en considérant le modèle VAR, avec un décalage optimal fixé à 2 (Tableau\_Annexe J-11) (l'analyse des critères d'exclusion indiquant que ce décalage est suffisant pour capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables). Les résultats de l'analyse du modèle VAR sont présentés dans le Tableau\_Annexe J-12.

À long terme, les résultats indiquent que les valeurs passées du (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants sont statistiquement et significativement liées aux valeurs futures du taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé). À court terme, un choc provoqué au niveau de l'activité des tribunaux correctionnels est suivi d'une hausse de la population détenue (Figure\_Annexe J-1). En tenant compte de la décomposition de la variance de la variable (ln) taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) nous constatons que 3.2% de la variance du volume de la population détenue est expliquée par le choc provoqué sur le volume de l'activité des tribunaux correctionnels (en termes de taux de prévenus poursuivis par ces instances pour 100'000 habitants), deux ans auparavant (Tableau\_Annexe J-13).

Les résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) en revanche indiquent qu'il n'existe pas de relation entre les variables (Tableau\_Annexe J-14), l'analyse de corrélation pointant également vers l'inexistence de quelque corrélation statistiquement significative ( $\rho = -0.001$ ,  $p = 0.992$ ).

**Tableau\_Annexe J-9 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)activité des tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.48 (0.54)	-10.71* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.27 (0.45)	-10.69* (0.00)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-4.09* (0.00)	-9.73* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.10* (0.01)	-9.73* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe J-10 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)activité des tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
D[(ln)taux de détenus]	Dérive	-10.70* (0.00)	-9.85* (0.00)
	Dérive et tendance	-10.69* (0.00)	-9.82* (0.00)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	Dérive	-4.09* (0.00)	-9.73* (0.00)
	Dérive et tendance	-4.10* (0.01)	-9.73* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe J-11 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

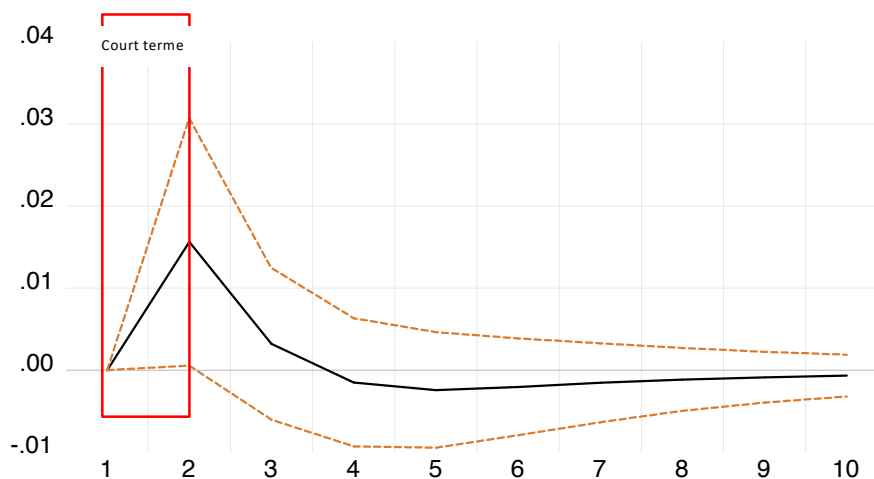
Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.00	-2.53	-2.49	-2.51
1	192.70	7.57e-5	-3.81	-3.69*	-3.76*
2	10.12	7.44 e-5	3.83	-3.63	-3.75
3	7.28	7.46 e-5	-3.83	-3.54	-3.71
4	11.31	7.26 e-5	-3.85	-3.49	-3.71
5	10.93*	7.08 e-5*	-3.88*	-3.43	-3.70

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe J-12 : Résultats du modèle VAR incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
D[(ln)taux de détenus](-1)	0.10	-0.02
(Erreur standard)	(0.08)	(0.09)
[statistique t]	[1.18]	[-0.21]
D[(ln)taux de détenus](-2)	-0.01	-0.08
(Erreur standard)	(0.08)	(0.09)
[statistique t]	[-0.13]	[-0.90]
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels (-1)	0.17	1.04
(Erreur standard)	(0.07)	(0.08)
[statistique t]	[2.21]	[12.63]
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels (-2)	0.15	1.04
(Erreur standard)	(0.07)	(0.08)
[statistique t]	[2.08]	[12.63]
C	-0.07	1.09
(Erreur standard)	(0.27)	(0.29)
[statistique t]	[-0.27]	[3.73]

**Figure\_Annexe J-1 : Réponse du (ln)taux de détenus pour 1000'000 habitants (stationnarisé) à l'application d'un choc sur le (ln)taux de prévenus pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**



Note : Graphique exporté de Eviews

**Tableau\_Annexe J-13 : Résultats de l'analyse de décomposition de la variance du (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) en fonction d'un choc provoqué sur le (ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels pour 100'000 habitants sur 10 ans en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Période	Erreur standard	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
1	0.09	100.00	0.00
2	0.09	96.93	3.07
3	0.09	96.80	3.20
4	0.09	96.78	3.22
5	0.09	96.71	3.29
6	0.09	96.65	3.35
7	0.09	96.63	3.37
8	0.09	96.61	3.39
9	0.09	96.60	3.40
10	0.09	96.59	3.41

**Tableau\_Annexe J-14 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants (stationnarisé) et l'activité des tribunaux correctionnels [(ln) pour 100'000 habitants] en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	D[(ln)taux de détenus]	(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels
D[(ln)taux de détenus]		5.03 (0.08)
(ln)taux de prévenus jugés par les tribunaux correctionnels	0.90 (0.90)	

### 1.3. Activité des cours d'assises et population détenue

Le Tableau\_Annexe J-15 présente les résultats du test ADF. Nous constatons que les deux variables sont intégrées en 1<sup>re</sup> différence, présentant donc, toutes deux, une racine unitaire.

Les résultats de l'analyse des différents critères d'informations sont présentés dans le Tableau\_Annexe J-16 et nous permettent de fixer le décalage optimal à 5 (deux décalages n'étant pas suffisant à capturer l'ensemble des dynamiques entre les variables).

Le Tableau\_Annexe J-17 présente les résultats du test de Johansen qui nous permet d'analyser l'existence (éventuelle) d'une relation de cointégration entre les variables. Ces résultats nous permettent de conclure qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants.

Le

Tableau\_Annexe J-18 intègre les résultats de la procédure d'analyse de causalité de Toda-Yamamoto. Nous constatons qu'il existe une relation unidirectionnelle entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises. Selon les résultats, les changements ayant lieu au niveau de l'activité des cours d'assises succéderaient ceux observés en termes de volume de la population détenue. Les variables sont également fortement et positivement corrélées ( $\rho=0.847$ ,  $p<0.01$ ).

**Tableau\_Annexe J-15 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-1.48 (0.48)	-11.06* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.96 (0.62)	-11.06* (0.00)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	Dérive	-2.27 (0.18)	-18.55* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.95 (0.15)	-18.58* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5%. Les valeurs entre parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe J-16 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises pour 100'000 habitants en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.06	2.88	2.92	2.90
1	660.29	0.00	-1.35	-1.24	-1.30
2	20.67	0.00	-1.44	-1.24*	-1.36
3	2.54	0.00	-1.40	-1.13	-1.29
4	7.77	0.00	-1.40	-1.05	-1.26
5	26.21*	0.00*	-1.53*	-1.11	-1.36*

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère.

**Tableau\_Annexe J-17 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	13.86	25.87	0.67	10.42	19.39	0.57
r ≤ 1	3.44	12.52	0.82	3.44	12.52	0.82

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe J-18 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises
(ln)taux de détenus		10.99 (0.06)
(ln)taux d'accusés jugés par les cours d'assises	26.14 (0.00)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.

## SECTION 2 : ÉCONOMIE ET EMPRISONNEMENT

### 2.1. Le PIB et la population détenue

Les résultats du test ADF, affichés dans le Tableau\_Annexe J-19 permettent de constater que le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB sont intégrés d'ordre 1.

Afin de conduire le test de Johansen, le décalage optimal a été fixé à 4 en fonction des résultats de l'analyse des critères d'information, présentés dans le Tableau\_Annexe J-20. Les résultats du test de cointégration de Johansen (Tableau\_Annexe J-21) permettent de voir qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les deux variables. En analysant le lien de causalité (au sens de Granger) à travers la procédure Toda-Yamamoto, nous concluons que les variables sont liées par une relation de causalité unidirectionnelle (au sens de Granger) de sorte qu'un changement en termes du (ln)PIB sera suivi, dans le temps, d'un changement au niveau de la population détenue (Tableau\_Annexe J-22). Finalement, il s'avère que ces deux variables sont significativement, négativement et modérément corrélées ( $\rho = -0.335$ ;  $p < 0.05$ ), ce qui voudrait dire que toute hausse/baisse de l'une des variables est suivie d'une baisse/hausse de l'autre.

**Tableau\_Annexe J-19 : Résultats du test de racine unitaire ADF en niveau et en première différence en ce qui concerne le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable		Niveau	1 <sup>re</sup> différence
(ln)taux de détenus	Dérive	-2.62 (0.09)	-11.65* (0.00)
	Dérive et tendance	-2.01 (0.59)	-11.94* (0.00)
(ln)PIB	Dérive	-0.29 (0.98)	-10.66* (0.00)
	Dérive et tendance	-1.43 (0.35)	-10.67* (0.00)

\*Indique que la variable est intégrée en première différence avec un seuil de significativité de 5 %. Les valeurs en parenthèses sont le p-value.

**Tableau\_Annexe J-20 : Sélection du décalage optimal à inclure dans le modèle intégrant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Décalage	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.06	2.93	2.96	2.94
1	1465.44	9.32e-06	-5.911	-5.80	-5.86
2	33.69	7.95e-06	-6.07	-5.88*	-5.99*
3	4.74	8.10e-06	-6.05	-5.79	-5.94
4	16.12*	7.68e-06*	-6.10*	-5.77	-5.97
5	5.25	7.79e-06	-6.09	-5.68	-5.92

\* Indique le décalage sélectionné en fonction du critère



**Tableau\_Annexe J-21 : Résultats du test de cointégration de Johansen incluant le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Nombre de vecteurs de cointégration hypothétiques	Trace test			$\lambda$ -max test		
	Statistique	C (5 %)	Prob.*	Statistique	C (5 %)	Prob.*
r=0	18.79	25.87	0.29	15.70	19.39	0.16
r ≤ 1	3.09	12.51	0.87	3.09	12.52	0.87

\*MacKinnon-Haug – Michelis (1999) p-values.

**Tableau\_Annexe J-22 : Résultats de l'analyse de causalité (au sens de Granger) basée sur la procédure Toda-Yamamoto entre le (ln)taux de détenus pour 100'000 habitants et le (ln)PIB en Belgique dans le contexte de l'analyse globale**

Variable dépendante	Statistiques de Wald modifiées	
	(ln)taux de détenus	(ln)PIB
(ln)taux de détenus		39.86 (0.00)
(ln)PIB	8.54 (0.07)	

**Note :** Les valeurs indiquées entre parenthèses sont relatives au seuil de signification, alors que les autres sont des statistiques de F-test.