
UNIVERSITE DE LAUSANNE
ECOLE DES HAUTES ETUDES COMMERCIALES

**TROIS ESSAIS SUR LE COMPORTEMENT DES MENAGES :
UNE ANALYSE MICROECONOMETRIQUE**

THESE

Présentée à l'Ecole des Hautes Etudes Commerciales
de l'Université de Lausanne

par

Christophe KOLODZIEJCZYK

Licencié en Sciences Economiques
de l'Université de Lausanne

Titulaire d'un Master en Sciences Economiques
de l'Université de Lausanne

Pour l'obtention du grade de
Docteur en Sciences Economiques mention « Economie Politique »

2004

Jury de thèse :

Monsieur Thomas von UNGERN-STERNBERG

Professeur à l'Ecole des HEC de l'université de Lausanne.
Directeur de thèse.

Monsieur Marius BRÜLHART

Professeur à l'Ecole des HEC de l'université de Lausanne.
Expert interne.

Monsieur Alberto HOLLY

Professeur à l'Ecole des HEC de l'université de Lausanne.
Expert interne.

Monsieur Ramses ABUL NAGA

Professeur assistant à l'Ecole des HEC de l'université de Lausanne
Expert interne.

Madame Jaya KRISHNAKUMAR

Professeure au département d'économétrie de l'université de Genève.
Expert externe

Monsieur Alexander BERGMANN

Doyen à l'Ecole des HEC de l'Université de Lausanne.
Président du jury.

Remerciements

Au terme de ce travail de recherche, je tiens à exprimer mes remerciements au Professeur Thomas von Ungern-Sternberg d'avoir accepté de diriger cette thèse.

Je remercie tout particulièrement le Professeur Abul Naga qui m'a soutenu, conseillé et encouragé tout au long de cette thèse. Je lui suis très reconnaissant du temps qu'il m'a consacré et de l'intérêt qu'il porte à mon travail. J'espère que nous continuerons à collaborer.

Je tiens également à remercier le Professeur Marius Brühlhart d'avoir bien voulu assumer la tâche d'expert dans le cadre de cette thèse. Je le remercie également pour son soutien dans les derniers mois de la thèse.

J'adresse mes remerciements au Professeur Alberto Holly pour avoir assumé la tâche d'expert, pour les discussions que nous avons pu avoir au sujet de ma thèse et pour la qualité de son enseignement qui a suscité mon goût pour l'économétrie. Je tiens à le remercier également pour son soutien dans mes démarches envers le Fonds National de la Recherche scientifique.

Je remercie aussi la Professeure Jaya Krishnakumar d'avoir accepté d'être membre du jury de cette thèse et pour ses commentaires, ainsi que pour son soutien dans mes démarches avec le FNRS.

J'aimerais également remercier le Professeur Martin Browning qui a supervisé mon travail pendant mon séjour en tant que chercheur boursier du FNRS au Center for Applied Microeconomics de l'université de Copenhague. Ses commentaires m'ont été passablement utiles dans l'achèvement de cette thèse. Cette expérience a été pour moi particulièrement enrichissante tant au point de vue scientifique que personnel.

J'ai pu bénéficier des commentaires du Professeur Tobias Müller lorsque j'étais assistant de recherche à l'université de Genève.

J'aimerais remercier mes parents, ma soeur et Cécile pour leur soutien.

Merci à mesdames Hélène Kallay, Jacqueline Montrone et Claudine Delapierre Saudan pour la qualité de leur travail et leur disponibilité.

Finalement, je remercie mes collègues et amis. Merci à Damjan, Elena, Elliot, Isabelle, Jacques, José et Mario.

Trois Essais sur le Comportement des Ménages :
Une Analyse Microéconométrique

Christophe Kolodziejczyk

Table des matières

Introduction	v
1 Evolution du bien-être dans les années 90	1
1.1 Introduction	1
1.2 Un modèle de consommation et d'offre de travail	4
1.2.1 Dérivation des courbes d'Engel et incorporation des variables démographiques	7
1.3 Méthodologie économétrique	10
1.4 Description des données et résultats	11
1.4.1 Enquêtes sur le revenu et la consommation 1990-1998	11
1.4.2 Résultats du modèle économétrique	16
1.5 Comparaisons des distributions de bien-être	24
1.5.1 Mesures de bien-être et indicateurs d'inégalités	24
1.5.2 Analyse des inégalités au cours des années 90	27
1.6 Conclusions	35
2 Les Suisses sont-ils prudents ?	43
2.1 Introduction	43
2.2 Un modèle de cycle de vie avec un motif d'épargne de précaution	45
2.3 Méthodologie économétrique	48
2.3.1 La fonction de consommation et le test du motif d'épargne de précaution	49
2.3.2 Modélisation du revenu permanent	50
2.3.3 Modélisation de la variance du revenu	50
2.4 Analyse empirique	53
2.4.1 Description des données	53
2.4.2 Estimations de la fonction de consommation	54
2.4.3 Comparaison du motif de précaution entre 1990 et 1998	63
2.5 Conclusions	64
3 Impôt sur le revenu et offre de travail féminine	69
3.1 Introduction	69
3.2 Cadre théorique	71
3.2.1 Offre de travail des femmes mariées : modèle unitaire et préférences conditionnelles	71
3.2.2 Offre de travail des femmes mariées conditionnelles : cycle de vie et imposition progressive du revenu	73

3.2.3	Statique comparative de l'offre de travail avec taxation progressive . . .	77
3.2.4	Non-participation et solution de coin	79
3.3	Méthodologie économétrique	80
3.3.1	Mécanisme d'auto-sélection, endogénéité des régresseurs et estimateur en deux étapes de Heckman	80
3.3.2	Formes fonctionnelles	82
3.3.3	Fonction de taxation	83
3.4	Analyse empirique	84
3.4.1	Description des données	84
3.4.2	Résultats	86
3.4.3	Comparaisons avec d'autres études sur l'effet d'une taxation du revenu progressive sur l'offre de travail	93
3.5	Conclusions	96
A	Evolution du bien-être dans les années 90	101
A.1	Estimateur du maximum de vraisemblance	101
A.2	Statistiques descriptives ESPA 1992	104
A.3	Figures	105
B	Les Suisses sont-ils prudents	111
B.1	Matrice de variance-covariance en présence de régresseurs estimés	111
B.2	Enquête Suisse sur la Population Active (ESPA), Données Panel 1992-1996	112
B.2.1	Résultats intermédiaires	112
B.2.2	Estimation du processus de revenu ESPA 92-96	112
B.3	Tableaux	113
C	Impôt sur le revenu et offre de travail féminine	119
C.1	Dérivées de la fonction d'offre de travail conditionnelle	119
C.2	Matrice de variance-covariance de l'estimateur MMG	120
	Conclusion	123

Introduction

Depuis maintenant un peu plus d'un siècle, la science économique utilise des outils méthodologiques formalisés afin de traiter de façon systématique et précise les problèmes auxquels elle est confrontée. Plusieurs arguments viennent appuyer ce choix. Tout d'abord pour des raisons de transparence, il semble important que les raisonnements économiques soient facilement soumis à des tests. Deuxièmement, l'aspect quantitatif est une dimension importante dans l'évaluation de politiques économiques. Dans ce but, la microéconométrie a fait son apparition il y a environ une quarantaine d'années. La microéconométrie est le domaine de l'économie qui lie la théorie du comportement des agents économiques (par exemple des ménages ou des firmes) aux données individuelles. D'après Heckman [3], ce domaine présente deux particularités. Premièrement, il est conduit par les données disponibles pour les chercheurs. Il semble que l'hétérogénéité soit une variable importante dans la détermination des choix économiques et l'hypothèse d'agent représentatif semble par conséquent un peu désuète. Cet état de fait a conduit les chercheurs à obtenir des données plus précises au niveau microéconomique et donc à considérer de nouveaux modèles économiques. Deuxièmement, la plupart des questions abordées sont motivées pour des raisons de politiques économiques et requièrent, pour y répondre, des données et des modèles microéconomiques.

Cette thèse présente trois essais dans le domaine de la microéconométrie appliquée au cas des ménages suisses. Nous y abordons trois grands thèmes qui sont l'offre de travail, l'épargne et la mesure du bien-être individuel des ménages. L'épargne¹ et l'offre de travail sont intimement liées, puisque ce sont deux choix théoriquement faits conjointement. Dans le premier chapitre et le troisième chapitre, nous considérons l'offre de travail et la consommation. Le premier chapitre traite de la mesure du bien-être des ménages en faisant abstraction de la taxation dans le traitement de l'offre de travail. Dans le deuxième chapitre, nous analysons les aspects de cycle de vie dans les décisions d'épargne des ménages en supposant l'offre de travail exogène. D'après Browning [14], l'idée de séparabilité de la consommation semble être rejetée empiriquement. Pourtant, cette façon de faire permet de considérer certains aspects de ces deux problèmes de manière plus simple que si l'on considérait explicitement la détermination conjointe des deux variables en question. Le dernier chapitre analyse le marché du travail suisse en considérant explicitement l'imposition progressive du revenu et l'aspect dynamique des décisions d'offre de travail et d'épargne.

Les trois chapitres présentés dans cette thèse fondent leur analyse empirique sur des données d'enquêtes de ménages suisses. Nous avons utilisé l'*Enquête sur la consommation 1990, OFS* (EC 90) et l'*Enquête sur le Revenu et la Consommation 1998* (ERC 98). Ces deux enquêtes présentent des données relativement détaillées sur les dépenses de consommation des

¹Ici décision d'épargne et de consommation sont deux concepts équivalents. L'épargne étant compris comme le résidu entre le revenu et la consommation.

ménages et l'offre de travail. Toutefois, elles n'ont pas été élaborées dans le but des questions posées dans cette thèse et, comme nous le verrons par la suite, certaines données importantes pour les estimations des paramètres de nos modèles sont manquantes, ce qui ajoute une difficulté supplémentaire à notre travail. Ces données sont particulièrement intéressantes puisqu'elles couvrent une période de récession pour l'économie Suisse. Ces deux dates peuvent constituer deux points de référence à l'analyse de certains changements qui ont eu lieu durant cette période.

La mesure du bien-être est un aspect important de la politique publique. L'implémentation d'une politique passe par l'évaluation des coûts de cette politique, mais aussi de son impact sur le bien-être des individus concernés. Il est donc là aussi important de pouvoir mesurer le bien-être individuel ainsi que de pouvoir identifier sa distribution au sein de la population. Slesnick [6] fait remarquer que certains progrès ont été faits dans la mesure du bien-être et que l'utilisation du surplus du consommateur n'est pas appropriée. L'identification des inégalités au sein d'une population est importante d'une part d'un point de vue éthique et de justice sociale et d'autre part peut avoir des conséquences au niveau de l'efficacité de l'économie, les inégalités pouvant être mauvaises pour la croissance. Le but de ce chapitre est double. D'une part, nous voulons étudier l'évolution des inégalités en Suisse au cours des années nonante. D'autre part, nous voulons considérer d'autres indicateurs de bien-être que le revenu. Notamment, nous construisons un indicateur de bien-être estimé économétriquement, basé en partie sur la méthodologie de Jorgenson et Slesnick[5], qui inclut les heures de travail comme déterminant du bien-être. A l'aide d'outils conventionnels d'étude des inégalités nous comparons la distribution des différents indicateurs proposés. Nous utilisons entre autre les mesures d'inégalités basées sur des fonctions de bien-être social. Par l'intermédiaire de nos différents indicateurs, nous faisons différentes hypothèses sur le bien-être individuel des ménages. Ces hypothèses sont explicites avec l'emploi de notre indicateur de bien-être mesuré économétriquement. Cette mesure de bien-être considère deux aspects de l'utilité que retirent les ménages. D'une part, les ménages valorisent les loisirs ou l'absence de travail. Ceci revient à considérer la distribution des salaires horaires de la population. D'autre part, les ménages valorisent la consommation de biens. L'idée est d'ensuite utiliser l'arbitrage entre ces deux variables pour construire un indicateur de bien-être. Un des avantages de cette approche est de tenir compte, dans une certaine mesure, de l'hétérogénéité présente chez les ménages, ou en tout cas d'en tenir compte de façon plus cohérente et plus riche que pour les autres indicateurs tels que le revenu et la consommation corrigés par une échelle d'équivalence. Un autre avantage est d'offrir un cadre méthodologique structurel utile à l'évaluation de changements de politiques économiques.

L'épargne des ménages est un sujet important de la théorie économique, puisque d'une part elle est la résultante de l'allocation intertemporelle des revenus du ménage pour la consommation de biens et d'autre part elle est une des composantes principales de l'investissement nécessaire au maintien et à la création d'infrastructures publiques et privées. Les décisions de politiques macroéconomiques doivent prendre en compte partiellement son impact possible sur la consommation, qui est une composante importante de la demande agrégée. Il est donc important de connaître les mécanismes de formation de l'épargne. La théorie de la consommation a subi quelques modifications depuis ces vingt dernières années. Le modèle de revenu permanent, le modèle de consommation qui a dominé ces trente dernières années, a montré certaines faiblesses. Malgré sa prise en compte des aspects de cycle de vie, l'introduction de l'incertitude et d'une aversion pour le risque des agents, il ne per-

met pas de traiter de façon satisfaisante le motif d'épargne de précaution. Comme ces deux aspects, risque et temps, sont indissociables une nouvelle génération de modèles, qui essaie de considérer à la fois les aspects dynamiques et d'incertitude de façon plus réaliste, est apparue. Ces modèles montrent que le comportement de consommation est différent dans ce cas. Browning et Lusardi [2] font cependant remarquer que cet aspect est peut-être important mais certainement pas pour l'ensemble de la population, du moins pas dans les mêmes mesures. Ainsi, dans le second chapitre, en utilisant une coupe transversale d'enquête de ménages suisses, nous testons si le comportement d'épargne comporte un motif de précaution. Des données panel faciliteraient cette tâche, mais elles ne sont pas disponibles dans le contexte suisse. Par conséquent, nous proposons des estimateurs pour les paramètres clés tel que le risque du revenu du ménage. Le modèle de revenu permanent est inclus dans le modèle d'épargne de précaution. Nous trouvons que le motif de précaution est présent parmi l'ensemble des ménages suisses, mais n'est pas quantitativement important. Un regard plus approfondi des données suggère que le motif de précaution est présent chez certains types d'occupations, alors que chez d'autres l'hypothèse que le risque n'a pas d'influence ne peut-être rejetée. Nous procédons aussi à une application du modèle empirique en comparant le motif de précaution entre 1990 et 1998 et montrons que ce motif a augmenté durant cette période de récession.

Dans le troisième chapitre, nous estimons l'offre de travail des femmes mariées et testons l'hypothèse de séparabilité entre les heures du mari et la consommation et les heures des femmes dans le contexte d'une imposition progressive du revenu et du modèle de cycle de vie. La motivation principale de cette étude réside dans les implications politiques des ordres de grandeur des différentes élasticités de l'offre de travail. En outre, les hypothèses de séparabilité ont des implications importantes au niveau de la spécification du modèle et en termes d'imposition optimale. Par exemple, l'effet revenu est particulièrement important si l'on veut considérer l'impact d'une politique de soutien de revenu aux ménages défavorisés et l'effet salaire est important dans le cas de politiques sur le marché du travail ou d'une réforme fiscale. Dans le cas des femmes suisses mariées, la progressivité de l'impôt est un élément important de l'identification du modèle. Un agent dit rationnel raisonne à la marge, c'est-à-dire qu'il considère les gains et les coûts supplémentaires d'une décision par rapport à une autre. Ainsi, dans son choix du nombre d'heures de travail un individu considérera la désutilité supplémentaire d'une heure de travail additionnelle par rapport au salaire marginal. En présence d'un profil d'imposition du revenu progressif, le salaire marginal auquel est confronté l'individu dépend du nombre d'heures qu'il choisit. D'autre part, comme cela est le cas en Suisse lorsque l'ensemble du revenu du ménage est imposé, le revenu du mari est un déterminant du taux marginal d'imposition de la femme. Une analyse qui ignorerait cet aspect risquerait de sous estimer les élasticités salaire et revenu. Par ailleurs, si l'on suppose que la consommation et offre de travail sont déterminées dans un contexte dynamique, l'offre de travail et l'épargne seront intimement liées. Il importe de considérer cet élément afin d'obtenir des élasticités salaire et revenus qui ont une interprétation économique précise. De plus, comme l'a montré Heckman, les problèmes de sélection et de données manquantes inhérents à la non-participation au marché du travail est un problème important de spécification d'un modèle économétrique d'offre de travail. Par exemple, Mroz [4] montre que les hypothèses statistiques et économiques d'un modèle d'offre de travail ont un impact important sur les estimations des paramètres d'intérêt. Nous proposons donc un modèle empirique qui tente de résoudre ces problèmes simultanément.

Bibliographie

- [1] Browning, Martin, "Children and Household Economic Behavior", *Journal of Economic Literature* 30 (septembre 1992), 1434-75
- [2] Browning ; Martin, Lusardi, Annamaria, "Household Saving : Micro Theories and Micro Facts", *Journal of Economic Literature* 34 (December 1996) :1797-1855.
- [3] Heckman, James, "Micro Data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy : Nobel Lecture", *Journal of Political Economy* (109), 673-748.
- [4] Mroz, Thomas A., "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions", *Econometrica* 55 (juillet 1987), 765-799.
- [5] Jorgenson, Dale W., Slesnick, Daniel T. (1997), Inequality in the Distribution of Individual Welfare, in : *Welfare, Volume 2 : Measuring Social Welfare*, MIT Press, 99-164.
- [6] Slesnick, D. (1998) : "Empirical Approaches to the Measurement of Welfare", *Journal of Economic Literature*, 36, 2108-2165.

Chapitre 1

Evolution du bien-être dans les années 90

1.1 Introduction

Selon plusieurs études sur les inégalités de revenu en Suisse (Gottschalk et Smeeding [20], Batou et Rapin [8] Leu et al. [30], Ernst et al. [19]), celles-ci auraient augmenté entre les années septante et le début des années nonante. Durant la première moitié des années nonante, la Suisse a connu une importante récession qui s'est traduit par une augmentation du chômage de 0.5% en 1990 à 3.9% en 1998. La statistique officielle compte une augmentation substantielle des travailleurs pauvres pour arriver en 2001 à une proportion de 7.5 % des actifs occupés entre 20 et 59 ans. Alors qu'en est-il des inégalités durant cette période ? Les disparités de revenu ont-elles continué à augmenter ? Vu la situation de récession qu'a vécue la Suisse au cours de cette période, il est important de voir pour des raisons redistributives comment les inégalités ont évolué au cours de cette décennie.

Küng-Gugler et Blank [27] témoignent d'une très faible croissance des disparités des salaires horaires pour les salariés à temps plein au cours des années 1992 à 1997. Bolzani et Abul Naga [1] analysent les inégalités de salaire au cours des années 1992 et 1997 et concluent que bien que les inégalités de salaire sont restées stables au cours de cette période, la baisse des rémunérations moyennes ne compense pas la faible variation des inégalités. Par rapport à Küng-Gugler et Blank, ils apportent une analyse en termes de courbes de Lorenz généralisées et une dimension inférentielle. L'analyse en termes de courbes de Lorenz généralisées permet de tenir compte du changement dans les niveaux des rémunérations et de donner des prédictions en ce qui concerne le bien-être. Tandis que la dimension inférentielle permet de dire si ces changements sont statistiquement significatifs. Toutefois, ces auteurs ne considèrent que les rémunérations salariales et ne tiennent pas compte de la distribution des heures de travail et occultent celle du revenu non-salarial. Finalement, ces deux études n'explicitent pas le contenu de la fonction de bien-être des agents.

Selon Slesnick [36], la mesure du bien-être est le fondement de toute analyse de politique publique ou sociale. En effet, la première question qui intervient lors de la discussion d'une politique est de savoir comment celle-ci va affecter le bien-être des gens concernés par cette politique. Depuis ces vingt dernières années, beaucoup de progrès ont été faits pour calculer des mesures ordinalement équivalentes à l'utilité des ménages. Notamment Jorgenson et Slesnick [26] proposent une approche économétrique à l'analyse de l'inégalité du bien-être

individuel. Ils montrent sous quelles hypothèses ces mesures sont comparables entre elles ainsi que les inconvénients des mesures d'inégalités basées sur le revenu, les hypothèses implicites sur les préférences des ménages qui découlent de ces mesures étant rejetées empiriquement. Jorgenson et Slesnick (op. cit) font remarquer que la distribution du bien-être coïncide avec celle du revenu si l'on impose des postulats forts sur les préférences du consommateur, notamment l'homothéticité des préférences des individus.

Cependant, les travaux de Jorgenson et Slesnick ne considèrent pas l'offre de travail comme un déterminant du bien-être individuel et étudient le changement dans la structure des dépenses de consommation. Comme le travail marchand représente un effort ou une désutilité pour la majeure partie des ménages, il est important d'un point de vue du bien-être individuel de distinguer des ménages avec un même niveau de revenus mais avec une offre de travail différente. Alors que l'approche "classique" ne permet pas d'évaluer des changements de politiques économiques, l'approche structurelle de Jorgenson-Slesnick en intégrant l'offre de travail trouve ici toute son utilité. A travers de tels modèles, nous pouvons déterminer par exemple l'impact d'une réforme fiscale sur la consommation, les heures de travail et la distribution du bien-être.

Dans ce chapitre, nous proposons d'étudier les inégalités sous deux angles différents. La première approche est traditionnelle et suit celle des études sus-mentionnées qui analysent les inégalités en termes de revenu et des dépenses de consommation des ménages. La deuxième approche remet en question ces deux variables en tant qu'indicateur de bien-être économique et propose la construction d'une mesure de la qualité de vie à la Jorgenson-Slesnick, en ajoutant l'arbitrage entre consommation et loisir dans la détermination du bien-être. L'incorporation de l'offre de travail dans l'analyse du bien-être pose certains problèmes méthodologiques supplémentaires, notamment la présence d'individus en-dehors de la force de travail ou encore la présence d'épargne. Notre contribution est de nous départir de l'approche traditionnelle et de construire pour le cas de la Suisse un indicateur de bien-être qui considère à la fois les dépenses de consommation, la composition démographique et, contrairement à Jorgenson-Slesnick, les heures de travail comme les déterminants du bien-être et de comparer cette approche à celle plus traditionnelle. La comparaison des résultats de ces différentes approches est importante au niveau du choix méthodologique pour l'analyse, car en se basant sur des conceptions différentes du bien-être elles peuvent donner des conclusions différentes.

A notre avis, la variable importante dans l'analyse de la distribution des rémunérations est le salaire horaire et non le salaire annuel, car les heures effectuées par les ménages constituent dans une certaine mesure un choix de leur part. Par ailleurs, lors d'une récession l'Etat opère une redistribution des revenus au moyen de transferts. Par conséquent le revenu non-salarial est également important dans la détermination du bien-être. Dans ce chapitre, nous intégrons ces différents éléments dans la mesure du bien-être au travers d'un modèle d'offre de travail et poursuivons les travaux de Küng-Gugler et Blank [27] et Bolzani et Abul Naga [1] en y apportant comme le font les derniers auteurs une analyse en termes de courbes de Lorenz généralisées.

Dans la première partie de ce chapitre, nous introduisons un modèle de consommation et d'offre de travail des ménages qui permet de construire une mesure de bien-être qui tient compte des préférences des ménages pour la consommation de biens et les heures de travail. Il peut s'avérer pour des ménages avec un même niveau de ressources totales¹ et un même

¹La traduction anglaise de ce terme est "full income". Cette quantité correspond à la valeur de la dotation

niveau de prix de la consommation et du loisir, plus ou moins coûteux d'atteindre un niveau d'utilité fixé selon leur composition démographique. Par exemple, les enfants peuvent influencer le bien-être du ménage par l'intermédiaire de l'offre de travail des parents. Par conséquent, nous prenons en compte explicitement dans notre mesure de bien-être la composition démographique, en particulier le nombre et l'âge des enfants. A partir d'hypothèses spécifiques sur les préférences des ménages, nous obtenons un indicateur de bien-être avec une interprétation simple puisqu'il s'agit des ressources totales du ménage diminuées des dépenses de subsistance et corrigé par un indice du coût de la vie qui reflète les préférences des ménages pour le loisir. Notre analyse consistera ensuite à calculer, à l'aide d'enquêtes de ménages, les indicateurs classiques de disparité, tels que la variance, le coefficient de variation, l'indice de Gini, la déviation logarithmique moyenne ou l'indice de Theil, et l'indice d'Atkinson et à tracer les courbes de Lorenz et de Lorenz généralisées pour chacune des mesures de bien-être et ce pour deux années de référence que sont 1990 et 1998.

Nous trouvons pour les couples que selon la distribution du revenu disponible, le niveau de bien-être a diminué entre 1990 et 1998 pour la première moitié de la distribution et que les inégalités ont augmenté. Selon les dépenses de consommation des ménages, il n'y a pas eu de changement significatif pour cette catégorie. Selon notre mesure de niveau de vie, le bien-être social aurait baissé et le bien-être individuel serait réparti de façon plus inégalitaire en 1998. Pour les célibataires, selon l'approche "classique" le bien-être social aurait augmenté et les inégalités auraient diminué, alors que notre mesure de bien-être démontre l'inverse. Ce dernier résultat est à prendre avec prudence puisqu'il dépend de la distribution des salaires horaires que nous ne pouvons pas observer directement en 1990. Selon notre approche, une baisse du nombre d'heures de travail implique ceteris paribus une augmentation de l'utilité mais aussi, au travers de la contrainte budgétaire une diminution du revenu disponible et donc une baisse de la consommation et cet arbitrage peut se révéler important dans la détermination du bien-être. Ces résultats montrent l'importance de considérer le changement dans la distribution des heures de travail dans la fonction de bien-être des ménage puisque nous obtenons des conclusions différentes de l'approche traditionnelle et nos résultats différent de ceux de Bolzani et Abul Naga (op. cit) et de Küng-Gugler et Blank (op. cit.). Les premiers auteurs trouvent une baisse du bien-être et une constance des inégalités, alors que les seconds ne trouvent ni de baisse ni d'augmentation des inégalités et ne fournissent aucun résultat au sujet du niveau du bien-être.

Dans la section 2, nous proposons un modèle théorique permettant d'estimer les paramètres d'une fonction d'utilité indirecte. Nous distinguons deux populations : les ménages avec un couple d'adultes où l'homme exerce une activité lucrative et les ménages avec une personne célibataire active avec ou sans enfants. Dans la section 3, nous montrons comment estimer ce modèle, notamment lorsque l'on considère le fait que les femmes (souvent mariées) peuvent être en dehors de la force de travail. La section 4 présente les résultats des estimations pour deux enquêtes de ménages suisses effectuées en 1990 et 1998. Dans la section 5, nous procédons à une analyse des inégalités au travers des indicateurs traditionnels et de notre mesure de bien-être. La section 6 donne quelques éléments de conclusion.

en consommation et en heures de loisir du ménage.

1.2 Un modèle de consommation et d'offre de travail

Le but de cette section est de présenter un modèle suffisamment simple et général qui puisse décrire le comportement des ménages en termes de consommation et d'acquisition de leur revenu. Notamment quels sont les déterminants du partage des différents revenus du travail de l'homme et de la femme et comment les enfants influencent les décisions de consommation et d'offre de travail des parents.

En général, selon Nakamura et Nakamura [32], la plupart de la littérature considère que le ménage maximise une fonction d'utilité conditionnelle à ses caractéristiques démographiques sous des contraintes de temps et de ressources. Ici nous considérons les ménages qui vivent en couple avec ou sans enfants. Leur fonction d'utilité est composée d'un bien composite, la consommation, des heures de loisirs de l'homme et de la femme et des caractéristiques démographiques propres au ménage, notamment le nombre et l'âge des enfants. Cette hypothèse de comportement nous permet de dériver les règles de décision d'offre de travail pour chacun des deux membres du ménage et la décision de consommation au niveau du ménage dans son entier. Théoriquement, les membres du ménage peuvent allouer leur temps en activités marchandes et non marchandes. Parmi les activités non-marchandes, on compte le temps alloué aux tâches domestiques et familiales et celui alloué au loisir. Ici nous ne distinguerons pas entre loisir et tâche domestique et désignerons l'activité non-marchande par le terme loisir. Par ailleurs, nous ne traitons pas les problèmes liés à la taxation progressive du revenu².

Le salaire de réserve et le salaire de marché sont deux éléments importants dans la décision d'offre de travail. Ainsi, nous pouvons décrire le processus de décision d'offre de travail en deux étapes : la décision de participer au marché du travail et le choix du nombre d'heures offertes. En général, le choix de participer au marché du travail concerne plutôt la femme. Nous supposons donc qu'une personne travaille si le salaire du marché auquel elle fait face est plus grand ou égal à son salaire de réserve calculé à zéro heures de travail. Ensuite, le montant d'heures offertes, si cette personne est employée, est déterminée de manière à égaliser le salaire de réserve (habituellement traitée comme une fonction croissante du temps passé sur le marché du travail) avec le salaire de marché.

Nous avons précisé au début de cette section que le ménage maximisait une fonction d'utilité conditionnelle à sa composition³. Outre le fait que les enfants entraînent des dépenses supplémentaires pour un ménage, les enfants représentent aussi des coûts fixes de participation au marché du travail et peuvent constituer un élément majeur dans la décision de participer au marché du travail ou du nombre d'heures de travail. La population féminine constitue une majeure partie des emplois à temps partiel et le taux d'activité des femmes est très inférieur à celui des hommes⁴. L'âge des enfants est aussi un élément important dans l'allocation des biens (consommation et loisir) du ménage. Théoriquement, les enfants sont plus intensifs en temps dans leurs premières années de vie et plus intensifs en biens lorsque leur âge est plus élevé. Ceci implique que l'activité professionnelle à temps partiel devrait toucher plutôt des couples avec de jeunes enfants (et donc de jeunes couples) et que les

²Nous traiterons ce problème dans le chapitre 3.

³Le fait d'incorporer les enfants dans la fonction d'utilité ne permet pas de dire quelle "satisfaction" ils retirent de la présence d'enfants.

⁴Selon les statistiques de l'OFS, environ 50 % de la population féminine en âge de travailler ne participe pas au marché du travail contre 10 % pour les hommes. Le chapitre deux donne des statistiques descriptives sur le marché du travail suisse.

couples avec des enfants plus âgés devraient augmenter leur taux d'activité.

Comment formuler l'effet des enfants sur l'offre de travail des ménages ? Les données d'enquêtes sur la consommation des ménages donnent en général le nombre d'enfants dans des tranches d'âges spécifiques. Une façon naturelle serait d'incorporer ces variables telles quelles dans une régression. Selon Browning [14], cette procédure semble inadéquate pour deux raisons. Premièrement, elle ne peut pas rendre compte d'effets d'échelle au sein du ménage. L'effet marginal sur les décisions du ménage, en particulier celles sur l'offre de travail et la demande de biens, d'un second enfant et d'enfants subséquents est habituellement moindre que celui du premier. Ceci suggère de toujours inclure une variable muette pour la présence d'un enfant au sein du ménage et la spécification de fonctions non-linéaires dans le nombre d'enfants afin de capturer certaines non-linéarités après le premier enfant. Par exemple, un choix populaire est le logarithme de la taille du ménage. Deuxièmement, à cause d'effets de seuil cette procédure induit des discontinuités qui sont certainement arbitraires dans certains contextes. Par exemple, la demande de nourriture d'un enfant de 6 ans est plutôt similaire à celle d'un enfant de 5 ans qu'à celle d'un enfant de 12 ans. Le fait d'utiliser les tranches d'âge que nous venons de donner masqueront complètement ces effets. D'autre part, il peut y avoir des discontinuités dans la fonction de consommation à différents stades de la vie d'un enfant et dans d'autres contextes de la vie d'un ménage, on peut citer par exemple pour l'enfant l'âge du début de la scolarité ou pour la femme l'entrée sur le marché du travail. La présence d'économies d'échelle rend plus compliquée une comparaison de bien-être entre les ménages puisque la fonction d'utilité des ménages n'est plus une simple fonction de la taille du ménage, mais une fonction plus complexe de la structure démographique. Nous regardons l'effet de la composition du ménage (nombre et âge des enfants) sur les dépenses de consommation et les revenus du travail des deux principaux membres du ménage.

Selon Nakamura et Nakamura [32], l'investissement pour les enfants à la fois en temps et en biens pourrait avoir des effets importants sur l'offre de travail des ménages (et plus particulièrement pour la femme). Il est aussi reconnu que de tels effets devraient différer selon l'âge et le nombre d'enfants. La présence d'enfants peut influencer l'offre de travail des ménages de trois manières : 1) en augmentant le nombre d'heures de travail nécessaires à la tenue du foyer ; 2) en augmentant les ressources monétaires nécessaires à la famille ; et 3) dans le cas d'enfants plus âgés, en procurant une source d'assistance dans les tâches domestiques et familiales. L'impact quantitatif et qualitatif de ces effets dépend de l'âge et du nombre d'enfants. Nous pouvons ainsi examiner les effets simultanément sur les dépenses de consommation et sur l'offre de travail. Nous avons mis en évidence que l'activité à temps partiel ou le travail dans le secteur domestique était très répandu parmi la population féminine. Ceci nous laisse penser que consommation et offre de travail des membres du ménage sont des décisions prises conjointement et justifie que l'on prenne en compte les effets des enfants sur ces trois variables ; consommation et revenu du travail de chaque membre du ménage. Malheureusement, l'examen de l'effet des enfants sur ces variables, et en particulier sur la consommation, ne tient pas compte de possibilités de substitution entre biens "adultes" et biens "non-adultes". En effet, lors de l'arrivée d'un enfant dans le ménage, les parents peuvent décider de moins sortir et passer plus de temps avec leur enfant ou de pratiquer des activités qui concerne plus directement leur enfant. De même, un enfant augmentera la part de budget allouée à la nourriture, ce qui implique une diminution des autres biens consommés antérieurement par les parents. Ainsi, les parents peuvent maintenir leur niveau de consommation constant, mais subir une perte de bien-être liée à cette substitution.

Nous devons distinguer entre effets directs et indirects des enfants sur la consommation et l'offre de travail des ménages (Browning [14], et Nakamura et Nakamura [32]). Les effets directs concernent ceux qui interviennent dans la période courante. Les effets indirects sont ceux pris dans une perspective de cycle de vie. Bien entendu, il y a de fortes raisons de penser que la composition familiale n'est pas une variable exogène. Browning [14] et Nakamura et Nakamura [32] donnent plusieurs arguments allant dans ce sens. La décision d'avoir des enfants se fait dans un contexte de cycle de vie sur la base de revenus futurs. Comme les rendements de l'investissement en capital humain sont obtenus en majeure partie grâce à l'expérience sur le marché du travail, si les femmes anticipent qu'elles accumuleront moins d'expérience dans le futur, parce qu'elles seront amenées à se retirer de la force de travail ou à travailler à temps partiel à un moment ou un autre de leur vie professionnelle, elles auront moins d'incitations à investir dans le capital humain. Ceci pourrait expliquer des niveaux d'éducation et de salaires des femmes suisses plus bas que les hommes. De même, les femmes peuvent anticiper leur intermittence dans leur travail et ainsi choisir une position dans le travail qui leur permette de s'occuper de leurs enfants, notamment par l'intermédiaire de l'activité à temps partiel ou avec une profession dans un statut bas. Du côté de la demande de travail, les employeurs auront tendance à offrir des salaires plus bas aux femmes et seront plus réticents à leur fournir des investissements spécifiques en capital humain. Toutefois, nous considérons que cette variable est prédéterminée dans notre modèle. De plus, nous nous intéressons à l'effet des enfants sur le revenu et aux potentielles économies d'échelles au sein du ménage.

Nous modélisons conjointement le revenu de la femme et de l'homme, car nous pensons que les décisions de consommation et d'offre de travail sont le résultat de négociation ou de processus d'optimisation au sein du ménage. Si l'impact des enfants sur l'offre de travail féminine est négatif, il est possible par contre qu'il soit positif pour l'homme. Selon Becker [10], les membres d'un ménage se spécialiseront dans certaines activités (travail marchand et travail domestique) en fonction de leurs avantages comparés, i.e. leurs opportunités de salaire et leur capital humain dans le secteur domestique. Si nous supposons que les décisions au sein du couple sont prises par un accord entre les deux principaux membres du ménage, il est fort probable qu'une telle spécialisation interviendra. En Suisse (et ailleurs), beaucoup de femmes travaillent à temps partiel ou ne travaillent pas et ce sont principalement les femmes qui fournissent le plus d'heures de travail pour les tâches domestiques et familiales. Les enfants représentent certainement un large motif de spécialisation pour les ménages, car ceux-ci représentent des coûts fixes à la fois monétaires et en termes de temps.

Nous cherchons donc une relation fonctionnelle entre les dépenses de consommation et la structure démographique et la relient avec l'effet de substitution de l'offre de travail. En effet, nous supposons que la consommation et l'offre de travail sont déterminées conjointement. Ainsi, en présence d'économies d'échelle une augmentation du taux de salaire aura un effet différent sur l'offre de travail selon la structure démographique des ménages. L'effet de substitution de l'offre de travail dépendra des caractéristiques démographiques de ménages et aura un rôle important dans la détermination du bien-être des ménages. Etant donné que nous n'observons pas de variation dans les prix des biens auxquels font face les ménages, nous avons décidé de travailler avec des courbes d'Engel. De plus, nous avons choisi pour les ménages des préférences qui nous permettent de travailler avec des courbes d'Engel linéaires. Afin d'incorporer les caractéristiques socio-démographiques des ménages dans les courbes d'Engel, nous avons opéré une translation démographique du système de demande

(voir Pollak et Wales [34]). L'incorporation des variables démographiques dans un tel système doit respecter les propriétés des préférences individuelles. Lewbel [31] élabore une approche unifiée d'utilisation des caractéristiques démographiques dans les fonctions de demande qui consiste à modifier la fonction de coût des ménages par rapport aux caractéristiques démographiques. Cette approche permet d'obtenir un système de demande qui dépend des variables démographiques et qui est cohérent avec les préférences des ménages. Cette méthode est mieux justifiée théoriquement que celle des échelles d'équivalence et plus flexible que les méthodes traditionnelles telles qu'une translation ou une graduation démographique, car elle autorise une grande flexibilité d'interaction entre la fonction de dépenses, les prix et les variables démographiques. Cette spécification nous permet également de tester la présence d'économies d'échelle dans la consommation des ménages. La translation démographique est un cas particulier de cette approche.

Cette approche est "utilitariste" dans le sens où le bien-être des agents provient de la consommation de biens et services. Nous ignorons d'autres aspects du bien-être individuel tels que l'espérance de vie ou l'état de santé dans la fonction de bien-être des agents. Malheureusement, nous ne possédons pas les données requises pour une telle analyse. Cependant ces variables sont très probablement corrélées avec le niveau de ressources des ménages et les conclusions que nous tirerons ne devraient pas se modifier de façon significative. Une autre hypothèse implicite de ce modèle est que les heures de travail sont considérées comme du loisir. Ceci constitue une hypothèse très forte puisque on ne considère pas la désutilité du travail domestique pour ces individus. Mais nous ne disposons pas de données au niveau des heures de travail domestique. Il est également important de souligner que nous procédons à une analyse en équilibre partiel et que nous laissons de côté l'aspect offre de l'économie Suisse. Notre but est de nous concentrer sur le bien-être des ménages. Dans le cas d'évaluation de changement de politiques économiques, il conviendrait également de tenir compte de cet aspect.

1.2.1 Dérivation des courbes d'Engel et incorporation des variables démographiques

Le but de cette section est de trouver une forme fonctionnelle pour nos courbes d'Engel et d'y incorporer des variables démographiques. Premièrement, afin d'être plus précis sur la forme des courbes d'Engel, nous devons faire certaines hypothèses sur les préférences des ménages. Deuxièmement, le salaire et les ressources totales - la valeur de la dotation en heures de loisirs et en consommation du ménage - ne sont pas des éléments suffisants pour expliquer le comportement des ménages. La composition des ménages (taille, nombre d'enfants, état civil, etc.) sont des variables importantes dans l'explication de leur comportement en terme de consommation et d'offre de travail. C'est pourquoi nous décidons d'incorporer des variables démographiques dans nos fonctions de demandes tout en respectant les préférences des ménages.

Nous dérivons nos courbes d'Engel à partir d'une fonction de coût qui dépend du prix de la consommation et du prix du loisir, i.e. le salaire. Nous avons choisi une fonction de coût qui représente des préférences quasi-homothétiques. Ainsi nous obtenons des courbes d'Engel linéaires qui ne passent pas forcément par l'origine. La linéarité peut apparaître comme une hypothèse très restrictive sur les préférences et est une des raisons des nombreux rejets statistiques des systèmes de demandes pour des biens particuliers tels que l'alimentation ou

pour le système de dépenses linéaires (voir par exemple Clements et al. [16]), cependant pour un concept tel que la dépense agrégée des courbes d'Engel linéaires peuvent constituer une bonne approximation du comportement des ménages.

Nous supposons que le comportement du ménage est décrit par la fonction de coût⁵ suivante :

$$C(p, w_f, w_m, U, Z) = A(p, w_f, w_m, Z) + B(p, w_f, w_m)U, \quad (1.1)$$

où p est le prix de la consommation et w_f et w_m sont respectivement le salaire horaire de la femme et de l'homme. Elle doit satisfaire les propriétés d'une fonction de dépenses puisqu'elle est homogène de degré un, strictement croissante en U et non-décroissante en p et w_j ($j = f, m$), concave en p et w_j , et continue en p , w_j et U . Nous avons choisi

$$A(p, w_f, w_m, Z) = \Lambda_c(Z) + a_f(Z)w_f + \Gamma_m(Z)w_m \quad (1.2)$$

et

$$B(p, w_f, w_m) = p^{1-b_f-b_m}w_f^{b_f}w_m^{b_m}. \quad (1.3)$$

Z est un vecteur représentant la composition démographique du ménage. L'incorporation des variables démographiques respecte l'approche de Lewbel [31] par la modification de la fonction de coût. Le terme 1.2 représente les dépenses lorsque le niveau d'utilité du ménage est nul et peut s'interpréter comme les dépenses de subsistance. Γ_c et $\Gamma_{l,j}$ correspondent aux quantités de consommation et de loisirs de subsistance. Le terme 1.3, qui est une moyenne géométrique des prix des différents biens s'interprète comme le coût marginal de la vie puisqu'il donne l'accroissement des dépenses totales lorsque l'utilité augmente de une unité. Soit μ le revenu non-salarial du ménage et \bar{L} la dotation maximale en temps pour chacun des membres. A l'optimum, la fonction de dépenses est égale aux ressources totales du ménage⁶ $(w_f + w_m)\bar{L} + \mu$.

Les termes b_f et b_m sont respectivement pour chaque membre du ménage la proportion de $(w_f + w_m)\bar{L} + \mu - A(p, w_f, w_m, Z)$ (les ressources totales diminuées des dépenses de subsistance) attribuée aux loisirs et traduit le poids que l'on accorde aux loisirs dans le coût de la vie. Ces paramètres peuvent s'interpréter comme un degré de préférence pour les loisirs. La fonction $\Lambda_c(Z)$ correspond à un échelonnement du prix de la consommation et permet de donner un prix différent de la consommation selon la composition familiale. $\Gamma_f(Z)$ et $\Gamma_m(Z)$ correspondent à une réduction de la dotation en temps pour les deux membres du ménage. Le vecteur Z peut dépendre du nombre et de l'âge des enfants présents dans le ménage, ainsi que de l'éducation des enfants. Logiquement, comme $\Lambda_c(Z)$, $\Gamma_f(Z)$ et $\Gamma_m(Z)$ constituent des coûts fixes, ils doivent tous les trois être positifs. En utilisant les résultats de la dualité, nous obtenons les demandes marshalliennes D_c , D_{h_f} et D_{h_m} respectivement pour la consommation et l'offre de travail de la femme et de l'homme. En multipliant ces demandes par leur prix

⁵Ce modèle est connu sous le nom de système de dépenses linéaires. Nous avons choisi ce modèle, car il est simple à estimer. En effet, nous obtenons des courbes d'Engel linéaires. De plus, il convient bien aux données (surtout celles de 1990) que nous avons puisque nous observons les revenus du travail du ménage.

⁶La contrainte budgétaire est $c = w_f h_f + w_m h_m + \mu$, où h_f et h_m sont l'offre de travail respectivement de la femme et de l'homme.

respectifs, nous obtenons les courbes d'Engel suivantes, où nous avons normalisé p à 1.

$$\begin{aligned}
c \stackrel{def}{=} pD_c &= (1 - b_f - b_m) (\bar{L} - \Gamma_f(Z)) w_f \\
&\quad + (1 - b_f - b_m) (\bar{L} - \Gamma_m(Z)) w_m \\
&\quad + (1 - b_f - b_m) \mu + (b_f + b_m) \Lambda_c(Z) \\
e_f \stackrel{def}{=} w_f D_{h_f} &= (1 - b_f) (\bar{L} - \Gamma_f(Z)) w_f \\
&\quad - b_f (\bar{L} - \Gamma_m(Z)) w_m \\
&\quad - b_f \mu + b_f \Lambda_c(Z) \\
e_m \stackrel{def}{=} w_m D_{h_m} &= -b_m (\bar{L} - \Gamma_f(Z)) w_f \\
&\quad + (1 - b_m) (\bar{L} - \Gamma_m(Z)) w_m \\
&\quad - b_m \mu + b_m \Lambda_c(Z)
\end{aligned} \tag{1.4}$$

Comme nous l'avons vu précédemment, pour une grande partie des ménages la femme ne travaille pas. Nous avons fait l'hypothèse que cette dernière choisit de participer lorsque le salaire qui lui est offert est supérieur à son salaire de réserve. Cette hypothèse néo-classique ne permet pas de tenir compte de femmes au chômage découragées dans leur recherche d'emploi et qui ont décidé plutôt de rejoindre le secteur non-marchand. Le salaire de réserve correspond au salaire qui induirait l'individu à choisir un nombre d'heures de travail nul. Dans notre cas et pour la femme, il est donné par l'expression suivante

$$w_f^r = \frac{b_f}{(1 - b_f) (\bar{L} - a_f(Z))} \{ (\bar{L} - \Gamma_m(Z)) w_m + [\mu - \Lambda_c(Z)] \} \tag{1.5}$$

Nous remarquons que le salaire réserve est une fonction croissante du coût d'opportunité du loisir de l'homme et du revenu hors travail et décroissante par rapport aux dépenses de subsistances. Lorsque le salaire du mari augmente, ceteris paribus la femme est moins incitée à entrer ou rester dans la force de travail. Une augmentation de la quantité minimale de loisirs de la femme augmente son salaire de réserve, alors qu'une augmentation de la quantité minimale pour l'homme diminue le salaire de réserve de la femme. Nous devons à présent mettre un peu plus de structure dans les fonctions Λ_c , Γ_f et Γ_m . Nous supposons que ce sont des fonctions linéaires dans les variables démographiques, i.e.

$$\begin{aligned}
\Lambda_c(Z) &= \lambda_{c,0} + \sum_{r=1}^R \lambda_{c,r} z_r \\
\text{et } \Gamma_j(Z) &= \gamma_{j,0} + \sum_{r=1}^R \gamma_{j,r} z_r \text{ avec } j \in \{f, m\},
\end{aligned} \tag{1.6}$$

où z_r est le $r^{\text{ème}}$ élément du vecteur Z . Pour les personnes seules, nous avons un modèle similaire. La fonction de coût est égale à

$$C(p, w, U, Z) = a_c(Z) + a_l(Z) w + p^{1-b} w^b U \tag{1.7}$$

et les fonctions de consommation et de revenu sont égales à

$$\begin{aligned}
c &= (1 - b) [\bar{L} - a_l(Z)] w + (1 - b) \mu + b a_c(Z) \text{ et} \\
e &= (1 - b) [\bar{L} - a_l(Z)] w - b \mu + b a_c(Z).
\end{aligned} \tag{1.8}$$

1.3 Méthodologie économétrique

Dans cette section, nous présentons le modèle économétrique et des estimateurs convergents des paramètres du modèle. Dans la section précédente, nous avons dérivé des courbes d'Engel pour la consommation et le revenu du travail qui dépendent toutes deux du taux de salaire. Pour un certain nombre de ménages, le deuxième membre du ménage, en général la femme, ne travaille pas et nous n'observons ni son revenu du travail ni son taux de salaire. Comme le salaire et le revenu du travail ne sont pas observés pour ceux qui ne travaillent pas, un modèle linéaire "standard" ne sera pas approprié. Nous supposons comme Heckman [24] que le deuxième membre du ménage, en terme d'importance du revenu, adopte le comportement suivant : il ou elle compare tout d'abord le salaire qui lui est offert et son salaire de réserve. Si le salaire de réserve est inférieur au salaire offert, il ou elle décide de rester en dehors de la force de travail. Lorsque le salaire offert est supérieur au salaire de réserve, nous supposons que l'agent choisit le nombre d'heures de loisir qui maximise son utilité. L'estimation d'une relation linéaire entre le revenu du travail du deuxième membre et d'autres variables apparaît inadéquat et entraîne un biais de spécification (Heckman [25]). Nous avons alors à faire à un modèle non-linéaire puisque nous avons deux parties distinctes au niveau du nuage de points et l'hypothèse de loi continue sur les perturbations n'est pas adaptée puisque la valeur zéro s'observe avec une probabilité non-nulle. Toute méthode d'estimation qui ne prend pas en compte ce problème de sélection produira des estimateurs biaisés et non convergents. Etant donné que l'estimation de l'équation de consommation et de revenu de la femme permet d'identifier tous les paramètres du modèle théorique, nous n'estimons pas l'équation de revenu de l'homme. Nous aboutissons au modèle suivant

$$\begin{aligned} c &= \alpha_c^f(Z) w_{f,i}^* + \alpha_c^m(Z) w_{m,i} + X_{c,i} \beta_c + \epsilon_{c,i} \\ e_{f,i}^* &= \alpha_f^f(Z) w_{f,i}^* + \alpha_f^m(Z) w_{m,i} + X_{f,i} \beta_f + \epsilon_{f,i} \\ e_{f,i} &= \begin{cases} e_{f,i}^* & \text{si } e_{f,i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \end{aligned} \quad (1.9)$$

Nous définissons $w_{j,i}$ comme le salaire, $e_{f,i}$ le revenu du travail de la femme et c_i les dépenses de consommation. $w_{f,i}^*$ est une variable latente, puisqu'il est observé uniquement pour les femmes qui travaillent. Nous choisissons de ne pas estimer l'équation de revenu de travail de l'homme ($e_{m,i}$) car tous les paramètres peuvent être retrouvés à partir des deux équations c et $e_{f,i}$. Ceci simplifie grandement l'analyse économétrique. Nous remarquons que pour le premier membre du ménage, le salaire et le revenu du travail sont observés pour l'ensemble de l'échantillon. Par contre, pour certains ménages le deuxième membre ne travaille pas et nous n'observons ni le salaire horaire ni le revenu du travail. Nous supposons que $\epsilon_{c,i}$ et $\epsilon_{f,i}$ suivent la loi normale bivariée suivante :

$$(\epsilon_f, \epsilon_c) \rightsquigarrow N(0, 0, \sigma_f, \sigma_c, \rho)$$

et estimons conjointement le système d'équations (1.9) par la méthode du maximum de vraisemblance pour la partie de l'échantillon où nous observons le revenu du travail de la femme⁷. La vraisemblance de ce modèle est donnée par

$$\mathcal{L} = \mathcal{L}_{e_f, c}(c, e_f | e_f > 0) = \frac{\mathcal{L}_{e_f, c}(e_f, c)}{P(e_f > 0)} = \frac{\mathcal{L}_{e_f | c}(e_f | c) \cdot \mathcal{L}_c(c)}{P(e_f > 0)} \quad (1.10)$$

⁷Durant l'estimation nous estimons $\tau = (1/2) \ln [(1 - \rho) / (1 + \rho)]$, $\omega_c = \ln \sigma_c$ et $\omega_f = \ln \sigma_f$.

où $\mathcal{L}_{\epsilon_f|c}$ et $\mathcal{L}_c(c)$ sont des fonctions de densité de lois normales. Comme nous n'observons le revenu du travail de la femme et son salaire horaire uniquement lorsque celle-ci travaille, nous avons à faire à une vraisemblance conditionnelle et devons diviser la densité jointe par la probabilité que le revenu du travail de la femme soit positif. Nous donnons en annexe les détails de la vraisemblance de ce modèle. Le lecteur peut se référer à Wales et Woodland [37] pour une discussion approfondie des problèmes d'auto-sélection liés à l'estimation de fonctions d'offre de travail.

Nous noterons aussi que α_f^f , α_f^m , α_c^f et α_c^m dépendent linéairement de Z . Afin d'identifier les paramètres du modèle, nous supposons que $E[\epsilon_{c,i}|X_i] = 0$ et $E[\epsilon_{f,i}|X_i] = 0$ pour tout i où X_i est l'ensemble des variables exogènes du modèle. Enfin, pour les ménages seuls, nous estimons uniquement la fonction de consommation, puisque nous pouvons retrouver tous les paramètres du modèle à travers les coefficients de cette équation. Nous estimons cette équation par la méthode des moindres carrés ordinaires.

1.4 Description des données et résultats

1.4.1 Enquêtes sur le revenu et la consommation 1990-1998

Les données utilisées dans cette recherche sont tirées de l'*Enquête sur la consommation 1990, OFS* (EC 90) et de l'*Enquête sur le Revenu et la Consommation 1998* (ERC 98). Ces deux enquêtes fournissent des informations détaillées sur les dépenses de consommation et les revenus des ménages suisses. Dans L'EC 90, 1994 ménages ont été interrogés, alors que dans l'ERC 98 on en a interrogé 9295. On trouve aussi des informations détaillées sur les caractéristiques démographiques des ménages, notamment sur l'offre de travail, la formation et l'éducation, le statut d'activité, la composition familiale ou encore les conditions de logement. En particulier, l'ERC 98 fournit les heures de travail effectuées par chaque membre du ménage, ainsi que le revenu du travail de chaque membre. Par contre, l'EC 90 ne fournit pas le nombre d'heures de travail effectuées par chacun des membres du ménage, mais permet de déterminer le revenu du travail de chacun d'eux. Dans ce dernier cas, nous ne pouvons pas calculer directement le salaire horaire. Nous avons dû construire un taux de salaire pour chaque membre actif du ménage. Pour la prédiction des taux de salaire horaire de l'EC 90, nous avons utilisé l'*Enquête Suisse sur la Population Active* de 1992 (ESPA 92). La distribution des salaires de cette enquête peut être approximée par une distribution log-normale. Pour cette raison, nous avons régressé le logarithme du salaire horaire sur certaines caractéristiques démographiques communes aux deux enquêtes et jugées pertinentes dans la détermination du salaire. Nous avons enlevé de l'échantillon les personnes qui ont un statut d'activité d'indépendant, car nous les avons exclus de notre analyse empirique. Notamment, dans l'EC 90 le revenu des indépendants ne peut être retrouvé pour les différents membres du ménage. Nous avons utilisé les variables suivantes : l'âge, l'âge au carré, le degré de formation, et le type d'activité (temps plein ou temps partiel) et la nationalité. Comme les heures de travail ne sont pas observées dans l'EC 90 et afin de tenir compte de cette information dans la prédiction des salaires horaires, nous avons utilisé le salaire brut, ainsi que des puissances de cette variable, dans la régression du salaire horaire avec les données de l'ESPA. En effet, l'EC90 permet de désagréger le revenu du travail selon les membres du ménage. Nous avons estimé des coefficients différents selon le sexe de la personne. Nous présentons les estimations

par les MCO des coefficients de chaque équation de salaire sur le tableau 1. Nous présentons en annexe les données de l'ESPA 92. Pour l'ERC 98, nous avons utilisé comme mesure du salaire horaire net, le revenu du travail diminué des impôts et des cotisations sociales.

Tableau 1
Equation de salaire selon l'ESPA 1992, MCO

Variable	$\log w_m$	$\log w_f$
constante	2.4878 (42.89)	2.3342 (33.90)
age	0.0238 (9.42)	0.01474 (4.55)
age ²	-0.002725 (-9.26)	-0.000169 (-4.36)
ecole obligatoire ^a	0.0835 (5.60)	0.110 (6.35)
formation professionnelle ^a	0.1078 5.86	0.1296 (4.57)
formation professionnelle supérieure ^a	0.1321 (5.63)	0.1264 (2.49)
université ^a	0.1317 (6.87)	0.1267 (4.47)
suisse ^a	0.0047 (0.40)	0.0286 (1.57)
temps partiel ^a	0.3606 (9.10)	0.2134 (10.08)
temps plein ^a	-0.3531 (-11.97)	-0.4046 (-21.45)
Salaire brut ^b	0.0115 (77.19)	0.0177 (55.60)
Salaire brut ²	$-9.24 \cdot 10^{-5}$ (-50.10)	$-1.04 \cdot 10^{-5}$ (-43.06)
Salaire brut ³	$2.04 \cdot 10^{-9}$ (38.68)	$1.05 \cdot 10^{-9}$ (39.85)
Nombre d'observations	3515	4470
\overline{R}^2	0.729	0.554

^a =variable muette

^b =en milliers de francs

Note : t-stat entre parenthèses

Source : ESPA 1992

Pour chacune des enquêtes, nous avons distingué les ménages en couples (mariés ou non) et les ménages avec une personne avec ou sans enfant (célibataires). Pour les couples, nous avons pris un échantillon de ménages de salariés avec ou sans enfants de moins de 25 ans. Nous avons considéré uniquement les personnes salariées, car l'EC 90 ne permettait pas de distinguer le revenu du travail pour chacun des membres si ceux-ci étaient agriculteurs, indépendants ou retraités. Notre échantillon final comportait 992 observations pour l'EC 90 et 2258 observations pour l'ERC 98. Pour les personnes célibataires, nous avons sélectionné des personnes salariées afin de rester cohérent avec notre choix pour les couples. Le nombre d'observations était de 310 pour l'EC 90 et de 1392 pour l'ERC 98.

Les variables endogènes sont les dépenses de consommation (c), et le revenu net du travail de la femme (e_f). Afin de pouvoir comparer les résultats obtenus pour ces deux échantillons, nous avons divisé toutes les variables monétaires de 1998 par un indice de prix où l'indice est 100 en 1990. L'inflation moyenne sur cette période a été de 1,9 %. L'EC 90 ne fournit que les revenus bruts du travail et les impôts au niveau du ménage. Nous avons dû inférer le montant d'impôt pour chaque membre du ménage. Pour cela nous avons supposé que le montant d'impôt payé par chacun des membres est proportionnel à la part de son revenu du travail. Ceci n'est pas tout à fait correct compte tenu de la progressivité de l'impôt sur le revenu, mais devrait constituer une assez bonne approximation. Le revenu virtuel μ est déduit de la contrainte budgétaire linéaire, et correspond aux dépenses de consommation diminuées du revenu net du travail du ménage. Cette mesure est ainsi cohérente avec une allocation sur le cycle de vie de l'offre de travail et de la consommation où les préférences intertemporelles sont faiblement séparables dans le temps (voir Blundell et Walker [13] et le chapitre 3 pour plus de détails). En utilisant cette mesure du revenu non-salarial, nous mesurons le bien-être intra-période du processus d'allocation de l'offre de travail et de la consommation des ménages. Le niveau d'éducation correspond au nombre d'années d'après les statistiques sur l'éducation de l'OFS. Malheureusement, dans l'EC 90 cette variable n'est pas observée pour les femmes qui ne travaillent pas. L'expérience sur le marché du travail est calculée comme la différence entre l'âge et le nombre d'années d'éducation moins 6 ans. Sur le tableau 2, nous avons reporté pour les couples des statistiques descriptives pour les deux enquêtes. Le tableau 3 concerne les célibataires.

Pour 1990 et 1998, la consommation est définie comme la somme des dépenses mensuelles pour les groupes de biens habituels, tel que l'alimentation, le tabac et l'alcool, l'habillement, le logement, les meubles, les transports, les communications, les loisirs, l'éducation et autres. Comme nous supposons que les préférences des agents sont faiblement séparables dans le temps, nous ne pouvons pas traiter les dépenses pour les biens durables. Nous avons donc exclu de notre mesure de la consommation ces dépenses. Nous avons également enlevé les dépenses de santé, car il est impossible de distinguer dans l'ERC 98 le montant effectivement payé par le ménage du montant de la facture de soins, car cette dépense constitue un maintien du bien-être et non une augmentation de l'utilité⁸. Dans la même logique, nous avons également omis les dépenses d'assurance maladie. Afin que l'hypothèse de quasi-homothéticité des

⁸Par ailleurs, il est impossible de distinguer dans l'ERC 98 le montant effectivement payé par le ménage du montant de la facture de soins. Rappelons que le système d'assurance maladie suisse de base comprend le paiement d'une prime d'assurance, d'une franchise et d'une quote-part pour l'assuré en cas de dépassement de la franchise. Cette quote-part est plafonnée à 600 francs. Ainsi, l'enquête fait apparaître pour certains ménages de gros montants qui sont vraisemblablement le montant facturé au malade et non le coût effectif qui lui incombe.

préférences des ménages prenne un sens et que nous puissions mener notre analyse de bien-être, nous avons limité l'échantillon aux ménages dont la consommation annuelle est comprise entre 1'500 et 25'000 Fr. par mois. Pour 1998, nous enlevons environ 4 % de l'échantillon, alors que pour 1990, ce chiffre est inférieur à 1%. Le revenu disponible a été calculé comme la somme des revenus issus du travail, de l'activité indépendante, de la fortune, des transferts (prestations sociales) diminuée des cotisations sociales, des impôts (revenu, fortune, etc.) et des primes d'assurances maladie.

Le tableau 2 présente les statistiques descriptives pour les échantillons de ménages en couple. Si nous comparons les données des deux enquêtes, nous nous apercevons qu'entre 1990 et 1998 les revenus du travail et les salaire horaires des hommes des femmes et le revenu disponible ont augmenté, alors que le revenu de l'homme et son salaire horaire en moyenne ont baissé. Le taux de participation des femmes au marché du travail est restée stable. Nous constatons parmi les femmes qui travaillent une augmentation du travail à temps plein et une diminution du travail à temps partiel. Ceci semble cohérent avec l'augmentation moyenne du salaire horaire net. Les dépenses de consommation et le revenu non-salarial ont diminué. De ces données, nous pouvons déduire que l'épargne moyenne a augmenté de 18%. Comme le revenu virtuel a augmenté, ces chiffres impliquent en moyenne une augmentation des impôts entre 1990 et 1998. Nous constatons que les données au niveau du ménage présentent une augmentation moins marquée que les données au niveau de chaque membre du couple. Ceci peut être expliqué par la façon dont ont été calculés les revenus nets. Le revenu net de chacun des membres est égal à la différence entre le salaire brut et les impôts sur le revenu plus les cotisations sociales. Pour les deux enquêtes, nous observons le montant d'impôts pour l'ensemble du ménage. Nous avons supposé que le montant d'impôt de chaque membre du ménage est proportionnel à sa part du revenu du travail du ménage. Comme le revenu salarial est calculé au moyen de la contrainte budgétaire, celui-ci reflète les variations des revenus du travail. Toutefois, cette importante variation reflète également l'augmentation des transferts et des prestations sociales entre 1990 et 1998.

Tableau 2
Statistiques descriptives EC 90 et ERC 98, Couples

Variables	EC 90	ERC 98	Δ en %
Consommation	4677.68 (1860.53)	4512.14 (1717.86)	-3.53
Revenu du travail de l'homme	5096.42 (2309.42)	5523.08 (2110.51)	+8.37
Revenu du travail de la femme ^a	1987.61 (15640.23)	3221.29 (1404.47)	+62.07
Revenu disponible	6478.35 (2794.81)	6636.26 (3087.33)	+2.43
Revenu virtuel μ	-1484.50 (1665.19)	-1646.70 (1898.50)	+10.93
Revenu non-salarial	1658.67 (1282.01)	1107.52 (1968.92)	-33.23
Salaire de la femme ^a	22.55 (6.63)	25.40 (9.75)	+12.64
Salaire de l'homme	30.32 (24.26)	32.21 (11.95)	+6.23
Age de la femme	38.16 (10.10)	37.25 (9.87)	
Age de l'homme	40.61 (10.20)	39.74 (10.08)	
Education de la femme	12.66 ^a (3.60)	12.29 (1.75)	
Education de l'homme	12.23 (4.84)	12.96 (1.87)	
Nationalité suisse femme	90.06	81.60	
% femmes temps plein ^a	31.78	47.11	
% femmes temps partiel ^a	66.92	51.89	
% femmes participation	54.23	53.68	
# enfants de moins de 5 ans	0.44 (0.74)	0.43 (0.71)	
# enfants entre 5 et 10 ans	0.34 (0.65)	0.31 (0.61)	
# enfants entre 10 et 15 ans	0.27 (0.58)	0.19 (0.49)	
# enfants entre 16 et 20 ans	0.16 (0.04)	0.06 (0.27)	
# enfants entre 20 et 25 ans	0.04 (0.21)	0.02 (0.15)	
Mittelland ^b	27.78	24.78	
Léman	20.80	16.37	
Zurich	13.43	15.33	
Nord Ouest	16.46	14.24	
Sud-est	9.39	12.60	
Suisse centrale	8.18	9.10	
Tessin	3.96	7.58	
Marié	87.72	76.72	
# d'observations	992	2258	

Note : écarts-types entre parenthèses

^a =uniquement pour les femmes qui travaillent, ^b =en pour-cent

Le tableau 3 présente les statistiques descriptives pour les célibataires. Pour cette catégorie de ménages, le revenu du travail a augmenté, alors que le salaire horaire et le revenu disponible ont diminué. La consommation et le revenu non-salarial sont quant à eux restés pratiquement constants. L'augmentation du revenu virtuel est à lier à l'augmentation moyenne de la rémunération du travail pour cette catégorie de ménages. Le revenu du travail a très nettement augmenté, alors que les dépenses de consommation sont restées pratiquement constantes. Notons que l'épargne moyenne a diminué de 5.6%. La baisse du salaire horaire est curieuse, car vu l'augmentation du revenu du travail en termes réels, il semble peu probable que les heures de travail aient autant augmenté (+20% en moyenne pour provoquer cette baisse). Ceci n'est pas sans poser de problème dans notre analyse de bien-être, car une diminution du salaire horaire implique une diminution des ressources totales. L'explication la plus probable est que notre prédiction du salaire horaire sur-estime la "vraie" valeur.

Tableau 3
Statistiques descriptives EC 90 et ERC 98, Célibataires

Variable	EC 90	ERC 98	Δ en %
Consommation	2850.20 (928.80)	2842.92 (1071.94)	-0.25
Revenu du travail	3391.31 (1417.50)	3655.92 (1260.12)	+7.80
Revenu disponible	4008.70 (1469.07)	3936.70 (1449.58)	-1.80
Salaire	24.15 (8.27)	19.54 (6.20)	-27.6
Revenu virtuel μ	-541.11 (1295.00)	-813.00 (1051.51)	+50.25
Revenu non-salarial	519.48 (821.46)	526.04 (773.09)	+1.26
# enfants < 10 ans	0.059 (0.30)	0.033 (0.19)	
Age	38.96 (11.10)	37.48 (10.81)	
1[Suisse]	83.34	83.34	
Education	12.16 (4.77)	12.90 (1.81)	
1[Mittelland]	20.31	19.63	
1[Leman]	14.97	18.12	
1[Zurich]	26.18	22.22	
1[Nord Ouest]	17.81	14.82	
1[Sud-est]	6.45	13.68	
1[Suisse centrale]	7.08	8.58	
Nombre d'observations	310	1392	

Note : écarts-types entre parenthèses

^a =en pour-cent

1.4.2 Résultats du modèle économétrique

Dans cette section, nous présentons les résultats de nos estimations. Les estimations des paramètres du modèle nous permettront de calculer notre mesure de bien-être. Nous estimons

les paramètres de la forme réduite à partir du système (1.9) et déduisons les paramètres de la forme structurelle à partir du système (1.4). Nous estimons le modèle avec les données de l'ERC 98, car d'une part cet échantillon est suffisamment grand pour être jugé représentatif et d'autre part ces données nous permettent de mieux tenir compte du biais de sélection dû à la non-participation au marché du travail importante des femmes. Par ailleurs, il est important d'estimer de manière unique les paramètres du modèle afin de pouvoir procéder à des comparaisons de bien-être. Ainsi, nous pouvons comparer le bien-être des individus à travers le temps avec les mêmes préférences, mais des contraintes de ressources différentes. Nous supposons donc que les préférences en termes d'heures de travail et de consommation ne changent pas entre 1990 et 1998.

Les erreurs standards asymptotiques ont été calculées par la méthode Delta, à partir de l'estimation des fonctions de consommation et de revenu de la femme par l'estimateur du maximum de vraisemblance. Nous considérons à présent le modèle pour les ménages où il y a un couple d'adultes. Afin d'obtenir des valeurs initiales pour la procédure d'estimation du maximum de vraisemblance, nous avons estimé chacune des équations par l'estimateur en deux étapes de Heckman [24] (pour plus de détails voir l'appendice). Dans la première étape de cet estimateur, nous estimons l'inverse du ratio de vraisemblance par l'intermédiaire d'un probit associé. Nous discutons brièvement ces résultats. Nous supposons que la femme participe si le salaire offert est supérieur au salaire de réservation. La variable dépendante est une variable binaire qui prend la valeur 1 si la femme participe au marché du travail et 0 sinon. Nous donnons l'effet marginal sur la probabilité de participation d'une variation des variables exogènes du modèle. Pour les femmes qui ne travaillent pas, nous n'observons pas le salaire offert. Nous supposons que les déterminants du salaire offert sont l'âge, l'âge au carré et le nombre d'années d'éducation. Le salaire de réserve dépend du revenu du travail de l'homme et de variables démographiques intervenant dans la détermination du salaire de réserve (et donc dans l'offre de travail). Nous avons inclus le nombre d'enfants dans certaines tranches d'âge et des variables pour l'âge de l'enfant le plus jeune du ménage. Ces variables contrôlent la présence de coûts fixes au travail en termes de temps et en termes monétaire. Nous incluons également des variables qui contrôlent pour le statut d'occupation et la nationalité du mari. Ces variables semblent avoir un impact important sur la décision de participation.

Nous constatons que le revenu du travail du mari a un impact négatif sur la décision de participation. Théoriquement, un revenu du travail du mari plus élevé augmente le salaire de réserve de la femme et donc si le loisir est un bien normal devrait diminuer l'incitation d'entrer sur le marché du travail. Le nombre d'enfants en-dessous de 15 ans a un impact négatif, alors que le nombre d'enfants en-dessus de cet âge a un impact positif. Une variable explicative importante de la décision de participer semble être l'âge du dernier enfant. En effet, plus celui-ci est jeune, plus l'impact négatif sur la décision de participer est fort. L'impact le plus fort sur la probabilité de participation semble venir de la variable *Mariée* et du nombre d'enfants de moins de 10 ans. Le revenu du travail de l'homme a un effet statistiquement significatif mais qui est quantitativement faible.

Tableau 4

Résultats du probit associé, Femmes (couples mariés)

	dF/dx
Age	0.050 (3.98)
Age ² /100	-0.082 (-5.39)
Nombre d'années d'éducation	0.042 (5.45)
Nombre d'enfants de moins de 5 ans	-0.209 (-4.35)
Nbre d'enfants entre 5 et 10 ans	-0.128 (-3.85)
Nbre d'enfants entre 10 et 15 ans	-0.114 (-4.43)
Nbre d'enfants entre 15 et 20	-0.04 (-0.93)
Nbre d'enfants entre 20 et 25	0.014 (0.20)
Plus jeune enfant entre 0 et 2 ans	-0.473 (-6.34)
Plus jeune enfant entre 3 et 5 ans	-0.390 (-5.46)
Plus jeune enfant entre 6 et 10 ans	-0.258 (-4.18)
Mariée	-0.245 (-5.14)
Revenu brut du travail du conjoint ^a /1000	-0.0325 (-6.48)
Mari nationalité suisse	-0.157 (-4.78)
Mari artisan	-0.120 (-3.47)
Grande agglomération	0.049 (1.49)
Mittelland	0.131 (2.62)
Leman	0.147 (2.72)
Zürich	0.148 (2.58)
Nord-ouest	0.082 (1.45)
Sud-est	0.048 (0.85)
Suisse centrale	0.094 (1.51)
Pseudo R^2	0.3527
Nombre d'observations	2258
Log-vraisemblance	-1009.10
χ^2 valeur p	0.00
Probabilité observée	0.54
Probabilité prédite	0.57

Note : statistiques z entre parenthèses

Une fois l'estimation de θ_f obtenue, nous estimons chacune des équations par la méthode des moindres carrés ordinaires en remplaçant θ_f par cette prédiction. Nous avons incorporé dans la fonction Γ_f , le nombre d'enfants de moins de 5 ans, le nombre d'enfants entre 5 et 10 ans, le nombre d'enfants entre 10 et 15 ans et une variable muette prenant la valeur 1 si le couple est marié. Les estimations en incorporant le nombre d'enfants entre 15 et 20 ans et entre 20 et 25 ans ne donnaient pas de résultats significatifs pour ces deux dernières variables que ce soit pour l'une et l'autre des équations. Nous les avons donc enlevées des régressions. Nous avons dans des estimations antérieures spécifié Γ_m comme une fonction de la composition du ménage, mais les résultats obtenus ne donnaient pas de résultats significatifs. Le coût fixe de consommation dépend de la composition du ménage, c'est-à-dire du nombre d'enfants dans certaines tranches d'âge telles que décrites sur les tableaux 5 et 6, et de la région d'habitation du ménage. Nous avons pris les définitions des différentes régions de Suisse fournies par l'OFS. Nous avons incorporé dans les deux régressions les variables suivantes : le nombre d'années d'expérience de la femme, ainsi que le carré de cette variable et le nombre d'années d'éducation de la femme et celui de l'homme.

Tableau 5
Résultats du modèle pour les ménages en couple 1998

Variables	c	e_f
w_f	114.34 (11.99)	117.65 (13.14)
$w_f \cdot \#$ enfants de moins de 5 ans	-4.28 (-0.43)	-8.65 (-0.96)
$w_f \cdot \#$ enfants entre 6 et 10 ans	-17.14 (-5.60)	-20.00 (-7.27)
$w_f \cdot \#$ enfants entre 10 et 15 ans	-14.97 (-4.82)	-17.30 (-6.12)
$w_f \cdot 1[\text{Marié}]$	-41.06 (-3.51)	-39.28 (-3.44)
w_m	146.00 (33.87)	-17.28 (-4.56)
Revenu non-salarial	0.786 (32.02)	-0.172 (-8.50)
$\#$ enfants de moins de 5 ans	-386.22 (-1.62)	-338.89 (-1.54)
$\#$ enfants entre 21 et 25 ans	-540.09 (-3.06)	-457.12 (-2.53)
Expérience $_f$	37.93 (2.77)	33.38 (2.70)
$(\text{Expérience}_f)^2$	-1.26 (-3.88)	-1.24 (-4.24)
Education $_f$	70.07 (2.72)	54.73 (2.37)
Education $_m$	44.93 (2.28)	24.78 (1.43)
1[Marié]	650.58 (2.28)	575.66 (2.18)
1[Mittelland]	135.83 (1.13)	78.30 (0.69)
1[Leman]	133.31 (1.03)	184.43 (1.51)
1[Zürich]	314.26 (2.36)	234.60 (1.86)
1[Nord Ouest]	126.12 (0.92)	36.43 (0.28)
1[Sud-est]	241.40 (1.77)	97.83 (0.81)
1[Suisse centrale]	327.03 (2.32)	241.56 (1.87)
Constante	-776.20 (-2.10)	-350.53 (-1.05)
$\tau = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+\rho}{1-\rho} \right)$	1.364 (18.77)	$\rho = 0.877$
$\ln \sigma_f$	6.88 (230.68)	$\sigma_f = 972.63$
$\ln \sigma_c$	6.78 (230.14)	$\sigma_c = 880.06$
Log-vraisemblance	-19096.56	
$\chi_{p.v.}^2$	0.00	

Nombre d'observations : 1212

Note : z-stat robustes entre parenthèses

Sur la table 5, nous avons reporté les résultats des estimations pour les couples de l'ERC 1998. Nous obtenons des estimations des paramètres b_f et b_m qui sont respectivement de l'ordre de 0.170 et de 0.044. Blundell et Walker [12] trouvent, pour les ménages anglais en 1974, une valeur de l'ordre de 0.37 pour b_m et de 0.22 pour b_f . Toutefois la mesure du revenu virtuel μ est différente et est égale dans leur cas à la différence entre le revenu disponible et le revenu net du travail. Comme nous tenons compte des aspects de cycle de vie, nous incorporons l'épargne du ménage dans la mesure du revenu virtuel. De ces estimations, nous pouvons déduire que la propension marginale à consommer du revenu non salarial est égale à 0.79. Le terme $\bar{L} - a_{l,f}$ s'interprète comme la dotation maximale en heures de travail pour la femme en moyenne dans l'échantillon. La même interprétation de $\bar{L} - a_{l,m}$ est valable pour l'homme. La valeur de $\bar{L} - a_{l,f}$ dans les deux équations est d'environ 36 heures par semaine et est significative à 5% (cf. tableau 6). L'estimation de $\bar{L} - a_{l,m}$ dans l'équation de consommation est de 44 heures (cf. tableau 6). Par contre dans l'équation de revenu de la femme, cette valeur est inférieure par rapport à celle trouvée avec l'équation de consommation et paraît moins plausible. D'après l'équation de consommation et de revenu de la femme, le nombre d'enfants a un impact sur la dotation en temps consacrée à l'activité marchande. Les enfants de moins de 5 ans n'ont pas d'impact, mais le nombre d'enfants entre 5 et 15 ans réduisent cette dotation en temps. Par ailleurs, la variable muette Marié réduit également cette dotation en temps.

Logiquement les jeunes enfants devraient être plus intensifs en temps, alors que les enfants plus âgés, au-delà au-de 15 ans par exemple, devraient être plus intensifs en termes de consommation. De même, les variations de consommation et de revenu de la femme ne semblent pas être influencées par la région d'habitation du ménage. Les différences entre cantons semblent relativement faibles et ne sont pas significatives. Notons que, d'après les équations de consommation et du revenu de la femme, l'effet sur le coût fixe de consommation des enfants de moins de 5 ans et celui des enfants âgés entre 20 et 25 ans est négatif. Toutefois l'effet des enfants de moins de 5 ans n'est significatif dans aucune des équations. Le nombre d'enfants entre 20 et 25 ans n'a pas d'impact significatif sur la dotation en heures de travail de la femme, mais tend à réduire la consommation de façon significative.

Tableau 6
Résultats du modèle pour les ménages en couple 1998

Paramètre	c	e_f
$b_f + b_m$	0.214 (51.94)	
b_f		0.172 (12.70)
Γ_f $\bar{L} - a_{l,f}$	138.07 (11.58)	142.07 (11.46)
# enfants de moins de 5 ans	-5.17 (-0.41)	-10.45 (-0.99)
# enfants entre 5 et 10 ans	-20.69 (-3.84)	-24.15 (-5.17)
# enfants entre 10 et 15 ans	-18.08 (-4.35)	-20.89 (-5.44)
1[Marié]	-49.58 (-3.25)	-47.44 (-3.36)
Γ_m $\bar{L} - a_{l,m}$	176.30 (24.13)	100.52 (4.34)
Λ_c a_c	-3630.08 (-1.58)	-2039.28 (-0.89)
# enfants de moins de 5 ans	-1806.26 (-1.41)	-1971.61 (-1.47)
# enfants entre 20 et 25 ans	-2525.87 (-2.83)	-2659.41 (-2.40)
1[Mittelland]	635.26 (1.07)	455.55 (0.66)
1[Leman]	623.46 (0.99)	1072.96 (1.44)
1[Zürich]	1469.73 (2.15)	1364.85 (1.73)
1[Nord Ouest]	589.85 (0.89)	211.93 (0.28)
1[Sud-est]	1128.96 (1.66)	569.20 (0.79)
1[Suisse centrale]	1529.45 (2.18)	1405.37 (1.78)

Note : z-stat entre parenthèses

Sur le tableau 6, nous présentons les estimations des paramètres du modèle pour les célibataires de 1998. Nous avons estimé cette équation par les moindres carrés ordinaires. La valeur de $\bar{L} - a_l$ donnent une valeur plausible d'environ 50 heures par semaine. Les variables régionales, contrairement aux résultats obtenus pour les ménages en couple, ne semblent pas avoir d'effet sur le coût fixe de consommation. La propension marginale à consommer le revenu non salarial est de l'ordre de 0.69 et est proche de la valeur obtenue pour les couples.

Tableau 7
Résultats du modèle pour les célibataires, 1998

Variables	<i>c</i>
<i>w</i>	136.16 (14.79)
Revenu non-salarial	0.685 (19.56)
# enfants de moins de 10 ans	-548.75 (-3.07)
Expérience	36.99 (5.19)
Expérience ²	-0.828 (-5.17)
Education	46.38 (3.63)
1[Sexe]	166.49 (5.11)
1[Mittelland]	39.52 (0.38)
1[Leman]	136.31 (1.28)
1[Zürich]	206..66 (1.86)
1[Nord Ouest]	118.79 (1.09)
1[Sud-est]	82.02 (0.76)
1[Suisse centrale]	76.01 (0.68)
Constante	-324.84 (-1.91)
R^2	0.711
$F_{p.v.}$	0.00
Nombre d'observations : 1392	

Note : z-stat entre parenthèses

Tableau 6
Résultats du modèle pour les célibataires, 1998

paramètre		
b		0.315 (0.84)
Γ	$\bar{L}-a_l$	198.90 (24.36)
Λ_c	a_c	-1029.78 (-1.96)
	# enfants < 10 ans	-1739.60 (-3.09)
	1[Mittelland]	125.27 (0.38)
	1[Leman]	432.11 (1.25)
	1[Zürich]	655.14 (1.76)
	1[Nord-ouest]	376.58 (1.07)
	1[Sud-est]	260.01 (0.76)
	1[Suisse centrale]	240.95 (0.67)
Nombre d'observations : 1392		

Note : z-stat entre parenthèses

1.5 Comparaisons des distributions de bien-être

Dans cette section, nous comparons les différents indicateurs de bien-être proposés dans cette étude pour les années 1990 et 1998. Dans la première partie de cette section, nous présentons les différentes mesures de bien-être et les indicateurs que nous utilisons ensuite dans la deuxième section pour l'analyse de l'évolution des inégalités au cours des années nonante.

1.5.1 Mesures de bien-être et indicateurs d'inégalités

Afin d'analyser les inégalités, nous avons choisi, comme indicateur de bien-être le revenu disponible, les dépenses de consommation et la fonction d'utilité indirecte dérivée de notre modèle économétrique. Notons que l'utilisation du revenu disponible comme instrument d'analyse des inégalités se réfère à une approche en termes de droits à un niveau minimum de ressources, alors que la consommation et la fonction d'utilité indirecte se basent sur une approche utilitariste des inégalités (Atkinson [5]). Une analyse des inégalités en termes de revenu s'inscrit dans le cadre d'une approche utilitariste uniquement si les préférences des individus sont identiques et homothétiques (Jorgenson et Slesnick [26]) D'après la théorie du consommateur, la fonction de dépense est une fonction croissante de l'utilité et devrait donc mesurer le niveau de bien-être du ménage.

Afin de tenir compte de la taille du ménage, nous avons divisé nos différents indicateurs par une échelle d'équivalence. Soient x le revenu disponible ou la consommation, n la taille du ménage, ϑ une mesure du degré d'économie d'échelle dans le ménage qui est compris entre 0 et 1 (n^ϑ s'interprète alors comme une échelle d'équivalence). L'indicateur de bien-être M est égal à

$$M = \frac{x}{n^\vartheta}, \quad (1.11)$$

La valeur $\vartheta = 0.5$ correspond à l'échelle de Buhman (voir Buhman [15]). La division de x par une fonction de la taille du ménage se justifie par le fait que les besoins en termes de ressources d'un ménage peuvent varier selon sa taille. Il peut aussi y avoir des économies d'échelle au sein du ménage, car les différents membres du ménage utilisent des "biens publics". Le paramètre ϑ tente de rendre compte de ce phénomène. Pour la fonction d'utilité indirecte comme nous tenons déjà compte du nombre d'enfants, nous remplaçons la taille du ménage par le nombre d'adultes qui travaillent ou pourraient travailler. Si $\vartheta = 0$, nous supposons que la taille du ménage n'importe pas dans la détermination du bien-être et nous aurons tendance à surestimer le bien-être des familles nombreuses par rapport aux ménages de petite taille, alors que si $\vartheta = 1$ nous aurons l'inverse. Le cas $\vartheta = 0.5$ représente une situation intermédiaire intéressante.

La détermination d'une fonction de bien-être social⁹ en fonction du revenu nous oblige à faire appel à une échelle d'équivalence afin de normaliser la différence de taille entre les divers ménages, ce qui implique encore un choix subjectif. En revanche, cette manière de procéder, au-delà d'être plutôt intuitive et simple à implémenter et interpréter, semble répondre plutôt bien à des exigences de politique sociale ou économique. Mais nous pouvons aussi nous questionner sur l'utilisation d'une telle mesure unidimensionnelle : le revenu est-il une bonne approximation du bien-être économique des familles ? Une partie de la littérature a utilisé les dépenses de consommation pour approximer le niveau de vie d'une économie domestique. D'après la théorie du consommateur la fonction de dépenses d'un ménage est croissante par rapport au niveau de bien-être qu'il veut atteindre. Silber [35] a construit une mesure d'inégalité basée sur les dépenses de consommation. Son argument se développe autour de la théorie du revenu permanent. D'après cette théorie, la consommation est déterminée par le revenu permanent, i.e. le revenu moyen ou espéré sur le long terme des ménages, et non par le revenu courant. Ainsi les dépenses de consommation constitueraient une meilleure approximation du bien-être des ménages que le revenu disponible. Néanmoins, ces deux méthodes se concentrent sur un seul indicateur (la consommation ou le revenu), alors qu'on pourrait aussi songer à des approches multidimensionnelles pour modéliser le bien-être des ménages. C'est ce que nous faisons en considérant la distribution de la fonction d'utilité indirecte $V(p, w_f, w_m, Z)$ qui découle de la fonction de coût (1.1), c'est-à-dire

$$V(p, w_f, w_m, Z) = \frac{(w_f + w_m)\bar{L} + \mu - A(p, w_f, w_m, Z)}{B(p, w_f, w_m)}. \quad (1.12)$$

Elle correspond aux ressources totales disponibles aux ménages en surplus des dépenses totales de subsistances divisées par le coût marginal de la vie. Ce coût marginal est une moyenne géométrique des différents salaires horaires où les pondérations correspondent à la

⁹Une fonction de bien-être social $W(y_1, \dots, y_N)$ représente l'ordre des préférences de la société pour les différents états (y_1, \dots, y_N) . Ces différents états contiennent des concepts pertinents à l'analyse du choix social, tels que le revenu, la richesse ou les dépenses de consommation.

désutilité du travail pour chacun des membres. Cette fonction d'utilité tient compte de la composition du ménage ainsi que d'autres caractéristiques démographiques jugées pertinentes dans l'analyse de bien-être, de la distribution des salaires et des préférences des ménages pour les heures de loisirs (désutilité du travail marchand), et du revenu non-salarial. Nous pouvons noter les limites de notre hypothèse de linéarité des courbes d'Engel, puisque pour une même composition démographique des ménages le coût marginal de la vie est le même pour des ménages avec des ressources différentes.

Nous utiliserons dans cette étude plusieurs mesures d'inégalités. Toutes ces mesures présentent des avantages et des inconvénients et peuvent être choisis en fonction des objectifs distributifs du chercheur. Nous utiliserons comme mesure d'inégalités le coefficient de variation, le coefficient de Gini, la déviation moyenne logarithmique de Theil et l'indice d'Atkinson. Comme outils graphiques, nous utiliserons les courbes de Lorenz et de Lorenz généralisées. Parallèlement, nous emploierons les tests statistique de Beach et Davidson [9] afin de tester statistiquement la différence entre les ordonnées des courbes de Lorenz et de Lorenz généralisées. Le coefficient de variation, l'indice de Gini et l'indice d'Atkinson respectent le principe faible de transfert (voir Cowell [17])¹⁰, i.e. un transfert d'un riche vers un pauvre tendra à diminuer la mesure d'inégalité. L'indice de Gini est l'aire entre la diagonale et la courbe de Lorenz multipliée par deux. Cet indice varie entre zéro et un. Il semblerait que le degré d'inégalité d'une distribution ne peut pas en général être mesuré sans introduire des jugements de valeurs. Atkinson [3] soutient qu'il est à ce stade préférable de considérer explicitement ces jugements, de façon à clarifier les objectifs distributifs que le chercheur veut adopter en utilisant une mesure spécifique. Il a donc suggéré une approche qui s'insère parfaitement dans cette vision des choses, introduisant explicitement les objectifs distributifs dans un coefficient d'inégalité à travers un paramètre spécifique à l'intérieur de la mesure d'inégalité qu'il a formulé. Ce paramètre, qui peut prendre différentes valeurs entre 0 et l'infini, représente la valeur que la société attache à la polarisation des revenus. En construisant une fonction de bien-être social en fonction des revenus des ménages, Atkinson a été un des premiers à mettre formellement en relation les notions d'inégalité des revenus et de bien-être social¹¹. Nous avons calculé l'indice d'Atkinson pour les valeurs du coefficient ε d'aversion à l'inégalité 0.5, 1 et 2.

Les courbes de Lorenz et de Lorenz généralisées sont des moyens visuels de mesurer le degré d'inégalité d'une distribution. En abscisse, nous avons le rang des gens dans la distribution du revenu et en ordonnée la part du revenu attribuée à cette tranche de la population. Ainsi la droite à 45 degré représente une parfaite égalité, alors que si la courbe se confond avec les axes, l'inégalité est maximale. La courbe de Lorenz généralisée est la courbe de Lorenz multipliée par le revenu moyen. Lorsque l'on compare deux courbes de Lorenz généralisées, si l'une d'elle se trouve en tous points au-dessus d'une autre, on peut dire que pour toute fonction de bien-être social individualiste, additive, croissante, symétrique et

¹⁰Le principe de transfert s'attache à regarder si, dans le cas d'une redistribution hypothétique d'un riche vers un pauvre, la mesure d'inégalité sera réduite. Le principe faible dit que si l'on transfère une quantité inférieure à la moitié de la distance entre les deux "personnes", alors la mesure d'inégalité doit baisser. Le principe fort quant à lui dit que la mesure d'inégalité ne dépend que de la distance entre les unités d'observations indépendamment de leur position dans la distribution.

¹¹La mesure d'inégalité d'Atkinson est basée sur une fonction de bien-être social. Cette fonction classe les différents états de la société en fonction de ses préférences. Elle doit être non-décroissante, symétrique et additive. $W = \sum_{i=1}^n U_i(y_i)$ et $U_i(y_i) = (y_i^{1-\varepsilon} - 1) / (1 - \varepsilon)$. ε représente le coefficient d'aversion à l'inégalité de la société.

strictement concave, le niveau de bien-être est plus élevé dans l'état où la distribution domine l'autre¹². Il existe une équivalence entre les préférences d'une fonction de bien-être social et la notion de dominance stochastique. Ainsi, la dominance du premier ordre correspond à une fonction de bien-être social utilitariste et monotone, la dominance du deuxième ordre correspond à des préférences pour des transferts progressifs qui préservent la moyenne. Le test de dominance pour les courbes de Lorenz correspond à une dominance d'ordre deux.

1.5.2 Analyse des inégalités au cours des années 90

Comme le classement des mesures d'inégalité et l'ordre des courbes de Lorenz et de Lorenz généralisées étaient le même quel que soit le paramètre ϑ et afin d'éviter des redondances, nous présentons les résultats uniquement pour les indicateurs de bien-être avec un coefficient $\vartheta = 0.5$. Le tableau 8 montre les valeurs moyennes et les écarts-types des différents indicateurs pour les années 1990 et 1998 lorsque $\vartheta = 0.5$. Comme nous avons des échantillons différents, il convient de comparer plutôt le revenu et la consommation corrigés par une échelle d'équivalence pour avoir une idée de l'évolution temporelle de ces deux variables, la distribution de la taille du ménage pouvant être différente entre ces deux années. Pour les couples, nous constatons que le revenu divisé par l'échelle Buhman a augmenté en termes réels de 7.63 %, alors que la consommation a augmenté de 1.27%. Pour les célibataires, le revenu disponible et la consommation corrigés par l'échelle d'équivalence de Buhman ont augmenté respectivement de 19 et 21 %. Notre indicateur de bien-être a diminué pour les couples et les célibataires. Nous noterons que dans le cas des couples et des célibataires, nous constatons, particulièrement pour les célibataires, une augmentation du revenu et de la consommation contre une baisse de l'utilité indirecte. Une discussion des chiffres du tableau 9 tente de fournir une explication à ces résultats. Etant donné que l'utilité indirecte est une valeur ordinale, nous ne pouvons pas quantifier cette perte de bien-être. Nous constatons que le fait de tenir compte de la taille du ménage est importante puisque la comparaison des valeurs totales donne une image différente. Le revenu disponible a augmenté de 2.43% et la consommation a diminué de 3.53% (voir tableau 2).

¹²Nous obtenons le même résultat pour une courbe de Lorenz si les deux distributions ont la même "taille".

Tableau 8
Moyennes et écart-types des différentes mesures de bien-être

	<i>Couples</i>		
	1990	1998	Δ en %
Revenu	3748.31 (1775.23)	4034.19 (2112.57)	+7.63
Consommation	2685.08 (1117.44)	2719.16 (1172.034)	+1.27
Utilité	2633.96 (1338.54)	2358.36 (960.41)	↓
Nombre d'observations	992	2258	
	<i>Célibataires</i>		
	1990	1998	Δ en %
Revenu	3254.67 (1405.56)	3870.87 (1452.95)	+18.93
Consommation	2317.10 (924.31)	2813.25 (1076.67)	+21.41
Utilité indirecte	1657.51 (538.64)	1305.58 (439.43)	↓
Nombre d'observations	310	1392	

Note : écarts-types entre parenthèses

Le tableau 9 décrit l'évolution entre 1990 et 1998 des différentes composantes de la fonction d'utilité indirecte du modèle de système de dépenses linéaires. Pour les ménages avec un couple d'adultes, le niveau des ressources totales a baissé en moyenne entre 1990 et 1998, alors que le coût fixe de subsistance est resté pratiquement constant et le coût marginal a légèrement augmenté. Notons que les salaires horaires des hommes et des femmes et le revenu salarial ont augmenté (cf. tableau 2). Pour les célibataires, les ressources totales et le coût fixe de subsistance ont baissé entre 1990 et 1998, ce qui implique un effet ambigu sur le niveau de bien-être. Rappelons que le revenu salarial a augmenté, mais d'après notre prédiction du salaire horaire en 1990, le salaire horaire aurait baissé en 1998 et impliquerait par là une augmentation des heures de travail en 1998. Le revenu non salarial a quant à lui baissé. Tous ces effets conjugués impliquent que le niveau de bien-être aurait baissé. Ces résultats sont à prendre avec précautions car ils dépendent de la valeur des ressources totales.

Le coût fixe de subsistance a aussi baissé. Cette baisse peut s'expliquer par le fait que le salaire horaire en 1998 est nettement inférieur en termes réels que la prédiction de 1990 et que la composition des ménages peut être différente en moyenne d'un échantillon à l'autre. Notons enfin que la prédiction du salaire pour 1990 provient des données de l'ESPA 1992 qui semble sur-estimer les revenus du travail.

Tableau 9
*Moyennes et écart-types des différentes composantes
de la fonction d'utilité indirecte*

<i>Couples</i>			
	Année 90	Année 98	Δ en %
Ressources Totales $(w_f + w_m)\bar{L} + \mu$	22321.06 (11389.18)	21691.02 (5667.10)	-2.83
Coût fixe de subsistance $A(p, w_f, w_m, Z)$	15266.31 (8084.06)	15260.40 (4617.22)	-0.04
Coût marginal de "la vie" $B(p, w_f, w_m)$	1.89 (0.10)	1.92 (0.09)	+1.59
Nombre d'observations	992	2258	
<i>Couples</i>			
	Année 90	Année 98	Δ en %
Ressources Totales $(w_f + w_m)\bar{L} + \mu$	11172.96 (3325.29)	8667.45 (2832.16)	-22.48
Coût fixe de subsistance $A(p, w_f, w_m, Z)$	5956.86 (2197.04)	4686.10 (1868.94)	-21.33
Coût marginal de "la vie" $B(p, w_f, w_m)$	2.69 (2.69)	2.52 (0.24)	-6.32
Nombre d'observations	310	1392	

Note : écarts-types entre parenthèses

Nous analysons à présent les inégalités des indicateurs de bien-être. Nous avons reproduit en annexe les différents tableaux qui présentent les mesures d'inégalités (tableau 10) ainsi

que les figures pour les courbes de Lorenz (CL) et les courbes de Lorenz généralisées (CLG). Les tableaux 11 et 12 présentent les ordonnées et les statistiques z pour le test de différence entre les courbes respectivement pour les CLG et CL. Ces deux courbes permettent de visualiser l'évolution de la distribution des indicateurs de bien-être. L'analyse en termes de CLG est préférable dans ce cas à celle en termes de CL, car le niveau moyen des indicateurs change à travers le temps. L'utilisation de mesures d'inégalités et des CL nous permet de regarder l'évolution des inégalités, alors que la CLG nous permet de donner des prédictions quant au changement de bien-être des ménages. Par ailleurs, la dimension inférentielle (test des ordonnées des courbes de Lorenz) nous permet de dire si la différence entre les courbes est significative ou non. Nous commençons notre analyse par les ménages avec un couple d'adultes.

Sur le tableau 10, nous présentons les calculs de mesures d'inégalités pour le revenu disponible, les dépenses de consommation et la fonction d'utilité indirecte. Les mesures d'inégalités indiquent pour les couples que les trois indicateurs sont répartis de façon plus inégalitaire en 1998. Pour les célibataires les inégalités ont diminué en 1998 selon les mesures pour le revenu disponible et la consommation, alors qu'elles ont diminué pour l'utilité indirecte.

La figure A.1 représente les CLG pour le revenu disponible des couples divisé par l'échelle de Buhman. Ainsi, nous pouvons comparer deux distributions dont les moyennes sont différentes. Cette courbe présente un croisement entre le 5ème et le 6ème décile. Cette tranche de la population a vu son bien-être diminuer entre 1990 et 1998, alors que les personnes qui sont dans la partie supérieure de la distribution (à partir du 7ème décile) ont vu leur bien-être augmenter (cf. tableau 11). La figure A.7 montre pour le revenu disponible divisé par l'échelle de Buhman que la CL de 90 domine de façon significative (cf. tableau 12) celle de 98 jusqu'au huitième décile. A partir de cet endroit, il n'y a pas de différence significative. Cet indicateur montre que le revenu disponible est réparti de manière plus égalitaire en 1990 qu'en 1998.

La figure A.2 montre que la CLG de la consommation des couples pour 1990 domine celle de 1998 jusqu'au huitième décile, au-delà il n'y a pas de différence significative. La figure A.8 ne montre pas de hausse significative des inégalités pour la consommation (cf. tableau 11). D'après cet indicateur, le bien-être des couples suisses semble avoir diminué pour la majeure partie de la population. Si nous comparons les mesures d'inégalités du revenu disponible et de la consommation, nous remarquons que la consommation est plus égalitaire que le revenu disponible. Ceci peut s'expliquer pour des motifs de lissage de la consommation à travers le temps. Ainsi, le revenu disponible est un indicateur de bien-être à prendre avec précautions, car il ne reflète pas forcément les ressources potentielles du ménage au cours du cycle de vie. Les dépenses de consommation devraient constituer un indicateur de bien-être plus à même de capturer ces effets de cycle de vie.

Le tableau 8 a montré que l'utilité indirecte moyenne des ménages avait diminué entre 1990 et 1998. Le tableau 10 montre par ailleurs un accroissement des inégalités au travers du coefficient de variation et de Gini, de l'indice de Theil et de l'indice d'Atkinson. La comparaison des courbes de Lorenz (cf. figure A.9) montre que l'utilité en 1990 est répartie de façon plus égalitaire qu'en 1998 jusqu'au septième décile. Ce résultat peut provenir du fait que l'écart-type des prédictions des salaires est plus bas en 1990. Ainsi la distribution des salaires horaires est plus égalitaire en 1990. Les revenus du travail semblent avoir un écart-type en 1998 plus élevé, ce qui suggère une dispersion des heures de travail plus grande en 1998. Cependant, cette hypothèse est impossible à vérifier puisque nous n'observons pas

les heures de travail des ménages de L'ERC 90. Bien que dans nos prédictions des salaires horaires nous ayons tenu compte de l'information sur les heures de travail au travers des revenus du travail, il semble difficile de croire qu'une telle variation des heures de travail ait eu lieu entre 1990 et 1998. Rappelons cependant que l'enquête ESPA 1992 (cf. tableau A4) semble sur-estimer les revenus du travail par rapport à ce que l'on trouve dans l'EC 90. Les CLG (cf. figure A.3) indiquent que le niveau de bien-être est supérieur en 1990 par rapport à 1998 jusqu'au 9ème décile. Nous rappelons que cet indicateur tient compte de la distribution des salaires horaires et des préférences des ménages en matière de loisir, ainsi que de leur composition démographique. Toutefois, nous pouvons attribuer ces résultats aux estimations obtenues avec notre modèle économétrique et le manque de flexibilité de notre modèle théorique¹³.

Nous nous tournons à présent vers la situation des célibataires. Sur le tableau 11, nous constatons que les mesures d'inégalités ont diminué pour les trois indicateurs de bien-être. La figure A.10 montre que la CL de 1998 est "au-dessus" de celle de 1990 pour les revenus au-dessous de la médiane. Au-delà du revenu médian, la différence entre ces deux courbes n'est pas statistiquement significative (voir tableau 12). La figure A.4 montre que la CLG de 1998 domine celle de 1990, ainsi l'augmentation moyenne du revenu disponible en conjonction avec une diminution des inégalités dans le bas de la distribution des revenus montre une augmentation du bien-être pour les célibataires en 1998 par rapport à 1990.

D'après la figure A.11 et le tableau 12, nous constatons que la distribution des dépenses de consommation est devenu plus égalitaire en 1998 jusqu'au septième décile. La comparaison des CLG (cf. figure A.5) révèle que la distribution de 1990 domine en termes de bien-être celle de 1998 et nous permet de conclure que cet indicateur affiche une augmentation de bien-être entre ces deux années. Ceci découle du fait de l'augmentation moyenne de cet indicateur entre 1990 et 1998 et le fait que la distribution de cette variable est restée stable.

La figure A.12 montre que les distributions de la fonction d'utilité indirecte ne sont pas significativement différentes entre 1990 et 1998. De plus, la baisse du niveau moyen de l'utilité entraîne une baisse du bien-être pour l'ensemble de l'échantillon de 1998 par rapport à celui de 1990. Ce résultat se traduit sur la figure A.6 par une dominance de la CLG de 1990 par rapport à celle de 1998. Ce résultat est à attribuer à trois causes. Premièrement, le salaire horaire est plus élevé en 1990 qu'en 1998, ce qui entraîne automatiquement une augmentation des ressources totales en surplus des dépenses totales de subsistance. Deuxièmement, l'écart-type du salaire horaire est plus petit en 1990 qu'en 1998 ce qui entraîne une baisse des inégalités de cette indicateur, toutes autres choses égales par ailleurs. Enfin, le revenu non salarial a énormément baissé entre 1990 et 1998. Ceci semble assez logique dans la mesure où les dépenses de consommation sont restées à peu près constantes et que le revenu du travail a augmenté. Notons que les revenus issus de transferts ont dû baisser entre ces deux années. Nous obtenons donc des résultats opposés lorsque nous considérons la fonction d'utilité indirecte. La baisse en termes réels du salaire horaire ne semble pas cohérente avec l'augmentation du revenu du travail. Selon cet argument, nous préférons conclure que la situation des célibataires s'est améliorée entre 1990 et 1998 et ne pas nous fier aux

¹³Nous pouvons suspecter que les salaires horaires soient mesurés avec erreurs dans ces deux enquêtes. De plus, le fait d'opérer une translation démographique peut produire des estimations des effets des variables démographiques qui peuvent ne pas être plausibles.

conclusions obtenus par l'intermédiaire de la fonction d'utilité¹⁴.

Tableau 10
Mesures d'inégalités, ERC 90 et 98

<i>Couples</i>						
Mesure	Revenu		Consommation		Utilité	
	1990	1998	1990	1998	1990	1998
Coefficient de variation	0.473	0.524	0.416	0.431	0.508	0.407
Coefficient de Gini	0.226	0.258	0.211	0.225	0.209	0.230
Déviations moyenne de Theil	0.082	0.108	0.072	0.081	0.076	0.091
Indice d'Atkinson $\varepsilon = 0.5$	0.042	0.054	0.036	0.04	0.039	0.043
$\varepsilon = 1$	0.079	0.102	0.069	0.083	0.073	0.087
$\varepsilon = 2$	0.145	0.186	0.130	0.081	0.138	0.190
Nombre d'observations	992	2258	992	2258	992	2258
<i>Célibataires</i>						
Mesure	Revenu		Consommation		Utilité	
	1990	1998	1990	1998	1990	1998
Coefficient de variation	0.431	0.375	0.399	0.383	0.325	0.337
Coefficient de Gini	0.231	0.190	0.219	0.197	0.175	0.176
Déviations moyenne de Theil	0.091	0.059	0.078	0.063	0.048	0.052
Indice d'Atkinson $\varepsilon = 1$	0.043	0.030	0.038	0.032	0.024	0.025
$\varepsilon = 0.5$	0.087	0.057	0.075	0.065	0.047	0.048
$\varepsilon = 2$	0.176	0.108	0.147	0.063	0.090	0.091
Nombre d'observations	310	1392	310	1392	310	1392

¹⁴Par ailleurs, nous devrions distinguer les célibataires au sens strict des familles monoparentales. Cette dernière catégorie regroupe en général des gens qui sont sur-représentés dans les ménages pauvres. Malheureusement, l'échantillon pour de telles personnes est relativement petit (environ 200 ménages en 1998).

Tableau 11
Comparaisons des courbes de Lorenz généralisées
pour le revenu, la consommation et la fonction d'utilité indirecte

<i>Couples</i>									
	Revenu disponible			Consommation			Utilité indirecte		
Décile	1990	1998	z-stat	1990	1998	z-stat	1990	1998	z-stat
1 ^{er}	179.22	167.48	3.10	136.64	129.97	2.40	125.43	89.66	9.65
2 ^{ème}	410.24	390.27	2.79	305.26	297.68	1.54	294.32	224.27	11.93
3 ^{ème}	673.06	652.28	2.02	500.01	488.95	1.54	483.45	384.98	12.75
4 ^{ème}	965.96	953.92	0.89	713.65	700.70	1.33	691.32	567.93	12.61
5 ^{ème}	1282.50	1294.50	-0.71	951.98	935.62	1.33	918.58	774.59	11.78
6 ^{ème}	1630.30	1684.90	-2.56	1209.40	1195.70	0.90	1172.30	1011.10	10.49
7 ^{ème}	2026.70	2123.30	-3.63	1489.50	1483.60	0.33	1449.30	1276.10	9.70
8 ^{ème}	2474.10	2616.80	-4.29	1807.80	1810.70	-0.13	1755.10	1572.80	8.34
9 ^{ème}	3009.90	3197.50	-4.56	2179.80	2188.90	-0.34	2110	1911.80	7.85
10 ^{ème}	3761.50	4027.20	-4.73	2687.90	2718.00	-0.81	2606.20	2328.10	6.03

<i>Célibataires</i>									
	Revenu disponible			Consommation			Utilité indirecte		
Décile	1990	1998	z-stat	1990	1998	z-stat	1990	1998	z-stat
1 ^{er}	132.45	203.01	-11.21	106.05	140.12	-7.91	92.37	74.86	5.94
2 ^{ème}	319.60	459.33	-11.90	251.04	323.13	-8.90	209.29	168.33	7.64
3 ^{ème}	554.90	749.19	-8.878	414.69	528.56	-8.33	338.42	271.13	9.33
4 ^{ème}	831.89	1064.90	-8.25	611.88	757.48	-8.26	478.93	382.08	10.84
5 ^{ème}	1126.60	1410	-8.30	819.46	1008.60	-8.80	621.99	500.97	11.31
6 ^{ème}	1464.80	1783.20	-7.61	1061.30	1277.90	-7.71	784.27	628.57	11.35
7 ^{ème}	1834.20	2195.60	-7.26	1325.90	1573.10	-7.64	958.59	766.65	11.07
8 ^{ème}	2255.00	2647.10	-6.92	1613.30	1895.60	-7.57	1155.10	916.36	11.40
9 ^{ème}	2727.10	3153.20	-6.67	1947.70	2272.20	-7.30	1386.20	1085.30	11.76
10 ^{ème}	3343.80	3842.00	-6.22	2377.00	2776.90	-7.74	1663.00	1307.70	11.87

Tableau 12
Comparaisons des courbes de Lorenz
pour le revenu, la consommation et la fonction d'utilité indirecte

<i>Couples</i>									
	Revenu disponible			Consommation			Utilité indirecte		
Décile	1990	1998	z-stat	1990	1998	z-stat	1990	1998	z-stat
1 ^{er}	4.76	4.14	4.97	5.08	4.78	2.47	4.81	3.85	5.77
2 ^{ème}	10.91	9.64	5.44	11.36	10.95	1.91	11.29	9.63	5.96
3 ^{ème}	17.89	16.12	5.31	18.60	17.99	2.07	18.55	16.54	5.33
4 ^{ème}	25.68	23.57	4.86	26.55	25.78	2.05	26.53	24.40	4.41
5 ^{ème}	34.10	31.98	3.99	35.42	34.42	2.21	35.25	33.27	3.35
6 ^{ème}	43.34	41.63	2.75	45.00	44.00	1.95	44.98	43.43	2.22
7 ^{ème}	53.88	52.46	2.01	55.42	54.59	1.48	55.61	54.81	0.99
8 ^{ème}	65.77	64.66	1.45	67.26	66.62	1.40	67.34	67.56	-0.24
9 ^{ème}	80.02	79.01	1.25	81.10	80.53	0.98	80.69	82.12	-1.12
10 ^{ème}	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

<i>Couples</i>									
	Revenu disponible			Consommation			Utilité indirecte		
Décile	1990	1998	z-stat	1990	1998	z-stat	1990	1998	z-stat
1 ^{er}	3.96	5.28	-6.66	4.46	5.05	-3.01	5.55	5.72	-0.27
2 ^{ème}	9.56	11.96	-7.05	10.56	11.64	-3.22	12.59	12.87	-0.92
3 ^{ème}	16.60	19.50	-5.26	17.45	19.03	-3.26	20.35	20.73	-0.84
4 ^{ème}	24.88	27.72	-4.29	25.74	27.28	-2.50	28.80	29.22	-1.61
5 ^{ème}	33.69	36.70	-4.04	34.74	36.32	-2.78	37.40	38.31	-1.51
6 ^{ème}	43.81	46.41	-3.20	44.65	46.02	-1.87	47.16	48.07	-1.60
7 ^{ème}	54.85	57.15	-2.66	55.78	56.65	-1.16	57.64	58.63	-1.04
8 ^{ème}	67.44	68.90	-1.66	67.87	68.26	-0.55	69.46	70.07	0.73
9 ^{ème}	81.56	82.07	-0.61	81.94	81.83	0.19	83.35	83.00	-6.22
10 ^{ème}	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

L'année 1990 représente le début de la récession, alors que 1998 peut s'interpréter comme en étant la fin. D'après notre analyse, le niveau de bien-être a diminué pour les couples et augmenté pour les célibataires entre 1990 et 1998. D'après la distribution du revenu et de la consommation le bien-être semble plus inégalement réparti en 1998, alors que selon la fonction d'utilité indirecte il est plus également réparti. Le tableau 13 résume les résultats obtenus.

Tableau 13
Evolution des inégalités et du bien-être entre 1990 et 1998

<i>Couples</i>			
	Mesures d'inégalités	Courbes de Lorenz	Courbes de Lorenz généralisées
Revenu	↑ des inégalités	90 domine 98 jusqu'au 8ème décile	90 domine 98 jusqu'au 5ème décile
Consommation	↑ des inégalités	Pas de différence significative	Pas de différence significative
Utilité indirecte	↑ des inégalités	90 domine 98 jusqu'au 7ème décile	90 domine 98 ↓ du bien-être
<i>Célibataires</i>			
	Mesures d'inégalités	Courbes de Lorenz	Courbes de Lorenz généralisées
Revenu	↓ des inégalités	98 domine 90 jusqu'au 8ème décile	98 domine 90 ↑ du bien-être
Consommation	↓ des inégalités	pas de différence significative	98 domine 90 ↑ du bien-être
Utilité indirecte	↑ des inégalités	90 domine 98	90 domine 98 ↓ du bien-être

1.6 Conclusions

Dans ce chapitre, nous avons analysé l'évolution des inégalités en Suisse entre 1990 et 1998 en suivant deux approches méthodologiques différentes. La première approche suit l'analyse traditionnelle en prenant le revenu et les dépenses de consommation divisés par une échelle d'équivalence comme mesure de bien-être, alors que la deuxième analyse la distribution d'une fonction d'utilité indirecte estimée économétriquement et qui dépend de la consommation et de l'offre de travail. En distinguant entre couples et personnes célibataires, nous avons trouvé que selon la distribution du revenu disponible les couples auraient subi une hausse des inégalités et une baisse de leur bien-être dans la première moitié de la distribution, alors que les célibataires auraient connu une augmentation de leur bien-être et une baisse des inégalités du revenu. Si nous prenons la consommation comme indicateur de bien-être, nous constatons une augmentation des inégalités chez les couples, cependant l'analyse en termes de courbes de Lorenz et de courbes de Lorenz généralisées ne révèle pas de changement significatif au

niveau des inégalités et du bien-être. Chez les célibataires, il ne semble pas y avoir eu d'augmentation des inégalités, mais l'augmentation du niveau moyen de consommation entraîne une augmentation du bien-être. Pour la fonction d'utilité des couples, la courbe de Lorenz généralisée de 1990 domine celle de 1998 et implique donc une détérioration du bien-être dans les années nonante (cf. tableau 13). Bien que le salaire horaire moyen des hommes ait baissé, l'augmentation du revenu non-salarial a contribué à augmenter l'utilité moyenne. Pour les célibataires, nous avons à la fois une augmentation des inégalités et une baisse du bien-être. Cette augmentation des inégalités est à imputer à la variation du salaire horaire entre 1990 et 1998, alors que la baisse du bien-être est à imputer à la baisse du revenu non-salarial et du salaire horaire moyens. Les conclusions contraires sont à attribuer en partie aux prédictions des salaires horaires de l'EC 90 (cf. tableau 13).

Le fait de se fier à un seul indicateur, même en le corrigeant par une échelle d'équivalence, comme mesure du bien-être peut nous mener à tirer des conclusions fausses sur la distribution du bien-être individuel. Le revenu et la consommation ne permettent pas de prendre en compte la désutilité des heures de travail dans la détermination du bien-être des ménages. Notre modélisation économique et économétrique, ainsi que l'utilisation de données d'enquête nous permettent de tenir compte de cet aspect et les résultats obtenus montrent que cette approche donnent des conclusions différentes de l'approche traditionnelle. Pour les couples, contrairement aux indicateurs classiques notre mesure de bien-être donne une prédiction claire. Le bien-être a diminué entre 1990 et 1998. Pour les célibataires, nous obtenons des conclusions opposées entre les deux approches. Toutefois, nous avons souligné que, à l'inverse des dépenses de consommation et de la fonction d'utilité indirecte qui découlent d'approches utilitaristes, le concept de revenu pouvait être lié à un concept de droit et de ressources. Les deux approches proposées ne sont pas forcément mutuellement exclusives mais sont plutôt complémentaires. Ainsi l'examen de ces résultats suggère l'utilisation de plusieurs indicateurs de bien-être dans l'analyse.

Nos résultats contrastent ceux obtenus par Bolzani et Abul Naga [1] et Küng-Gugler et Blank [27]. Ces deux auteurs ne se réfèrent qu'aux rémunérations sur le marché du travail et, comme nous l'avons expliqué précédemment, cette procédure nous semble tout à fait partielle. D'une part, le fait de considérer les rémunérations annuelles plutôt que les rémunérations horaires pour le cas de Bolzani et Abul Naga occulte la potentielle substitution entre consommation et loisir. Ainsi l'étude de la distribution des salaires horaires semble plus pertinente. D'autre part il nous semble également important de considérer d'autres ressources financières telles que les revenus du capital et les transferts du gouvernement. Notre indicateur de bien-être qui étudie la distribution des ressources totales des ménages intègre ces deux dimensions et les résultats obtenus contredisent ceux de Küng-Gugler et Blank qui ne trouvent pas d'augmentation des inégalités. Par ailleurs, l'application de l'approche traditionnelle dans le cadre de nos données donne des conclusions différentes. Pour les couples nous trouvons une augmentation des inégalités pour les trois indicateurs et une baisse du bien-être pour l'ensemble de l'échantillon mais uniquement au travers de notre mesure de bien-être. Pour les célibataires, nous obtenons des conclusions contraires en considérant l'approche "classique". Cependant, notre analyse au moyen de notre indicateur de bien-être rejoint nos conclusions pour les couples.

Enfin les deux études mentionnées utilisent les données de l'ESPA des années 1992 et 1997. Contrairement à l'EC 90 et l'ERC 98, cette enquête ne considère pas le ménage dans son entier mais uniquement un membre de chaque ménage interrogé. Ceci peut poser un

problème dans l'analyse dans la mesure où vraisemblablement des transferts intra-ménages ont lieu qui ne sont pas mis en évidence par les données de l'ESPA.

Bibliographie

- [1] Bolzani, Enrico, Abul Naga, Ramses H., "La Distribution des Salaires en Suisse : Quelques Observations sur la Récession des Années 90", *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, 2001, Vol. 138 (1), 115-136.
- [2] Anderson, Gordon, "Nonparametric Tests of Stochastic Dominance in Income Distributions", *Econometrica* 64 (septembre 1996) : 1183-1193.
- [3] Atkinson, A. B., On the Measurement of Inequality, in : *Journal of Economic Theory*, 2, pp. 244-263, 1970.
- [4] Atkinson, A. B., *The Economics of Inequality*, Clarendon Press, Oxford, 1983.
- [5] Atkinson, A. B., "Poverty and Social Security", Harvester Wheatsheaf, édition internationale, 1989.
- [6] Atkinson, A. B., L. Rainwater et T. Smeeding, La distribution des revenus dans les pays de l'OCDE, *Etude de politique sociale* n. 18, OCDE, Paris, 1995.
- [7] Atkinson, A. B., Income Distribution in Europe and in the United States, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 12, No. 1, 1996.
- [8] Batou, J., Rapin, A.-J., "Inégalités sociales et pauvreté dans la Suisse contemporaine", in : *Pour une Histoire de Gens sans Histoires*, ed. d'En Bas, Lausanne, 1995.
- [9] Beach, C.M, Davidson, R. "Distribution-Free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares", *Review of Economic Studies*, 1983, 723-735.
- [10] Becker, Gary S., "A Treatise on the Family", Cambridge : Harvard University Press, 1981
- [11] Blundell, Richard W., "Estimating Continuous Consumer Equivalence Scales in an Expenditure Model with Labour Supply", *European Economic Review* 14 (1980), 145-157.
- [12] Blundell, Richard, Walker, Ian, "Modelling the Joint Determination of Household Labour Supplies and Commodity Demands", *Economic Journal* 92 (juin 1982), p 351-64.
- [13] Blundell, Richard, Walker, Ian, "A Life-Cycle Consistent Empirical Model of Family Labour Supply Using Cross-Section Data", *Review of Economic Studies* 53, 539-558.
- [14] Browning, Martin, "Children and Household Economic Behavior", *Journal of Economic Literature* 30 (septembre 1992), 1434-75
- [15] Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G. and T.M. Smeeding (1988) : "Equivalence Scales, Well-Being, Inequality and Poverty : Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database", *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.

- [16] Clements, Kenneth, Selvanathan, Antony, Selvanathan, Saroja, "Applied Demand Analysis : A Survey", *The Economic Record* 72 (mars 1996), 63-81
- [17] Cowell, Frank A., "Measuring Inequality", *LSE Handbooks in Economics*, 2nd Edition, Londres, Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995
- [18] Deaton, Angus, Muellbauer, John, "Economics and Consumer Behavior", Cambridge : Cambridge University Press, 1980.
- [19] Ernst, C., Gerfin, M., Leu, R.E. (2000), Inequality Trends in the Swiss Income Distribution, *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, 136/3.
- [20] Gottschalk, P. and T. M. Smeeding, Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality, in : *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, June 1997, pp. 633-687, 1997.
- [21] Gottschalk, P. and T. M. Smeeding (1999), Empirical Evidence on Income Inequality in Industrialized Countries, in *Luxembourg Income Study (LIS)*, Working paper n°114.
- [22] Gourieroux, Christian, "Econométrie des Variables Qualitatives", *Economica*, Paris, seconde édition, 1989
- [23] Greene, William H., "Econometric Analysis", Prentice Hall, édition internationale, 3e édition, 1997.
- [24] Heckman, James, "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply", *Econometrica* 42 (juillet 1974), 679-94.
- [25] Heckman James (1979) : "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica* 47, 153-161.
- [26] Jorgenson, Dale W., Slesnick, Daniel T. (1997), Inequality in the Distribution of Individual Welfare, in : *Welfare, Volume 2 : Measuring Social Welfare*, MIT Press, 99-164.
- [27] Küng Gugler, A., Blank, S. (2000), Inégalités des salaires en Suisse : pas d'augmentation sensible durant les années 90, *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, 136/3.
- [28] Lee, L.F., "Simultaneous Equations Models with Discrete and Censored Variables" in C. F. Manski et D. McFadden, eds., *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, pp. 346-364. Cambridge, Mass. : MIT Press, 1981.
- [29] Leu, R.E, B. Bühmann und R.L. Frey, Die Personelle Einkommens- und Vermögensverteilung der Schweiz 1982, in : *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, 122 (2), 111-142, 1986.
- [30] Leu, R. E., S. Burri, T. Priester, *Lebensqualität und Armut in der Schweiz*, Haupt, Bern, 1997.
- [31] Lewbel, Arthur, "A Unified Approach to Incorporating Demographic or other Effects into Demand Systems", *Review of Economic Studies* 52 (1985) : 1-18.
- [32] Nakamura, Alice, Nakamura, Masao, "The Econometrics of Female Labor Supply and Children", *Econometric Reviews* 11, 1992
- [33] Office Fédéral de la Statistique (1992) : "Enquête sur la Consommation 1990 : les Dépenses et les Revenus des Ménages Privés", Bern, 1992.
- [34] Pollak, Robert A., Wales, Terence J., "Demographic Variables in Demand Analysis", *Econometrica* 49 (novembre 1981) : 1533-51.

- [35] Silber, Jacques. On Inequality in Consumption Expenditures : The Case of Switzerland..
Schweizerische Zeitschrift fur Volkswirtschaft und Statistik. 134 (décembre 1998), p 545-64
- [36] Slesnick, D. (1998) : "Empirical Approaches to the Measurement of Welfare", *Journal of Economic Literature*, 36, 2108-2165.
- [37] Wales, Terence J., Woodland A.D., "Sample Selectivity and the Estimation of Labor Supply Functions", *International Economic Review* 21 (juin 1980) : 437-68.

Chapitre 2

Les Suisses sont-ils prudents ?

2.1 Introduction

L'étude de l'épargne des ménages est importante pour toute une série de débats économiques, notamment lorsque l'on parle de redistribution du revenu, de politique fiscale ou plus généralement d'accumulation du capital. A travers leur épargne, les ménages constituent les principaux pourvoyeurs de capitaux pour l'investissement. Avant de comprendre les liens entre l'épargne et ces différents éléments, il est important de savoir comment celle-ci se forme. Si nous voulons donner des recommandations en termes de politique économique, nous devons impérativement savoir empiriquement quel type de comportement d'épargne les ménages adoptent. La fonction de consommation keynésienne suppose que l'épargne est exogène et que les agents épargnent une fraction constante de leur revenu disponible. Cette formulation ne permet pas de tenir compte des aspects dynamiques et incertains du cycle de vie. Le premier problème a été exploré par Friedman avec son hypothèse de revenu permanent et par Modigliani avec son modèle de cycle de vie. Depuis lors, beaucoup de travaux empiriques et théoriques ont été effectués dans ce domaine (voir Deaton [7] pour une excellente revue de ces travaux). Un des apports majeurs de la littérature sur le sujet a été de réconcilier la théorie du revenu permanent et du cycle vie, en considérant le dernier modèle sous l'hypothèse d'équivalent certain, et ainsi de montrer que les agents ont tendance à lisser leur consommation et qu'ils utilisent l'épargne dans ce but. Malheureusement, cette hypothèse supprime tous motifs d'épargne de précaution¹.

Le fait que les ménages suivent plutôt un comportement qu'un autre a des implications très différentes en termes de politique sociale et de redistribution du revenu car les prédictions de ces deux modèles sont très différentes. Dans le modèle à équivalent certain, l'épargne est une fonction du revenu et le risque associé au revenu n'a aucune influence sur les décisions de consommation. Dans le modèle avec motif de précaution, la variance du revenu est une variable explicative importante. Lorsque l'incertitude augmente et si les agents sont prudents, l'épargne augmente afin de s'isoler d'états de la nature non-anticipables. Dans ce cas, une réduction de l'incertitude peut augmenter le bien-être. Les ménages avec l'incertitude la plus grande sont susceptibles d'être ceux qui ont les revenus les plus bas et qui risquent de ne pas épargner. Au niveau microéconomique, la présence du motif d'épargne de précaution justifie la présence d'assurances sociales qui permettent d'accroître le bien-être de certaines

¹Dans ce modèle, les agents ne sont pas prudents au sens de Kimball [9].

catégories de ménages. La Suisse dispose de manière générale d'un état social relativement présent et d'un mécanisme d'assurance chômage qui, pendant la récession des années nonante, s'est renforcée. La principale composante du risque du revenu est probablement la possibilité de tomber au chômage. Ainsi l'Etat, par l'intermédiaire de l'assurance chômage (et de l'aide sociale dans certains cas) permet aux agents de se prémunir contre de tels chocs. Toutefois, en présence de marchés incomplets où les agents ne peuvent s'assurer contre certains chocs négatifs, une épargne de précaution devrait subsister.

Le but de ce chapitre est de déterminer si les Suisses ont un motif d'épargne de précaution et, si oui, de savoir quelle est son importance empirique. En utilisant une coupe transversale d'enquête de ménages, nous testons cette hypothèse de comportement dans le contexte du modèle de cycle de vie. Nous essayons également d'identifier quels types de ménages sont les plus sujets au motif d'épargne de précaution. Le test et l'estimation du motif de précaution, que ce soit au niveau macroéconomique ou microéconomique, n'a pas été fait pour le cas de la Suisse et il nous semble important de considérer ce cas, car d'une part l'étude de la formation de l'épargne est importante dans la compréhension de la conjoncture suisse et d'autre part les Suisses ont en moyenne une épargne élevée.

Idéalement, l'estimation et le test de ce motif pour les ménages suisses au niveau microéconomique seraient facilités par l'emploi de données panel sur la consommation et les revenus. Malheureusement, les seules données disponibles sur la consommation en Suisse sont des enquêtes de ménages où nous n'observons que les niveaux de consommation et de revenu pour une période déterminée. Les données de l'enquête sur la population active (*ESPA*) constituent un panel mais ne contiennent pas d'information sur la consommation. Ce problème de données nous oblige à élaborer une stratégie empirique particulière qui n'a pas été appliquée à notre connaissance dans le cas de données microéconomiques en coupes transversales. Tout d'abord, un tel test exige l'emploi d'un modèle de consommation avec un motif d'épargne de précaution. Dans un modèle de cette nature, la trajectoire du revenu est importante dans la détermination du niveau de consommation et il est également nécessaire de spécifier le processus qui gouverne le revenu. Ensuite, afin d'exploiter l'information sur la consommation contenue dans les enquêtes de ménages, nous reprenons un modèle d'épargne de précaution (Caballero [5]) qui nous permet d'obtenir, sous certaines hypothèses sur le processus du revenu, une forme analytique pour le niveau de consommation qui dépend du revenu permanent et du risque du revenu. Cette spécification permet un test simple du motif de précaution puisqu'il revient à déterminer si le risque du revenu joue un rôle significatif dans la consommation des ménages.

L'utilisation de données transversales pose également des problèmes au niveau de la mesure du risque du revenu des ménages. Nous proposons deux estimateurs pour ce paramètre. Le premier estimateur utilise l'information contenue dans l'enquête au niveau des revenus. Le second exploite, conjointement avec les données d'enquête de ménages, l'information sur les revenus de l'enquête *ESPA*. Dans les deux cas, nous estimons une équation de revenu et prenons comme mesure du risque un estimateur de la variance du processus stochastique spécifié.

L'analyse empirique semble suggérer qu'un tel motif existe, mais qu'il est quantitativement faible. Par ailleurs, sa valeur dépend du choix de la mesure du risque et des instruments pour cette variable. Lorsque nous estimons le modèle pour différents groupes d'activité ou de statut professionnel, nous trouvons un motif de précaution pour les salariés, alors que pour les retraités et les indépendants nous ne pouvons rejeter l'hypothèse que le risque n'a

pas d'influence.

Dans la section 2, nous présentons un modèle d'épargne pour des motifs de précaution dans le cadre théorique du cycle de vie. Nous montrons que sous certaines hypothèses sur les préférences des ménages et sur le processus stochastique que le modèle de revenu permanent est inclus dans le modèle d'épargne de précaution, où l'on ajoute un terme qui dépend de la variance du revenu. Dans la section 3, nous présentons la méthodologie pour estimer ce modèle et tester la présence d'un motif d'épargne précautionnelle. Nous montrons comment construire un estimateur du risque du revenu dans le contexte de données en coupe transversale et en utilisant conjointement des données panels sur les revenus. Dans la section 4, nous présentons les données utilisées et les résultats obtenus. Comme application du modèle, nous mesurons pour 1990 et 1998, le motif de précaution. Nous montrons que ce motif a augmenté au cours de la récession des années nonante. La section 5 donne quelques conclusions.

2.2 Un modèle de cycle de vie avec un motif d'épargne de précaution

La théorie néo-classique de la consommation se réfère au modèle dit du cycle de vie. L'agent maximise son utilité espérée sous sa contrainte budgétaire intertemporelle.

$$\max_{\{c_{t+k}\}_{k=0}^{\infty}} \mathcal{U} = E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k U(c_{t+k}) \right] \quad (2.1)$$

$$S.C. \ c_{t+k} = A_{t+k-1} (1+r) - A_{t+k} + y_{t+k} \text{ pour } k = 1, 2, \dots, \infty$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} A_{t+k} = 0$$

$$A_t \text{ donné} \quad (2.2)$$

U est l'utilité instantanée de l'agent, y_t est le revenu du travail net après impôts au temps t de l'agent, A_t est la richesse financière (les actifs détenus par le ménage) et r est le rendement sur les actifs détenus par le ménage et est supposé constant. On suppose souvent que la fonction d'utilité est intertemporellement séparable ou additive. Cela signifie que le taux marginal de substitution entre deux périodes est indépendant du niveau de consommation dans les autres périodes. Cette hypothèse simplifie grandement le problème, toutefois, elle ne permet pas de modéliser la consommation de biens durables ou la formation d'habitudes. De plus, elle impose une forte structure sur le processus d'allocation temporelle. Le paramètre β est le facteur d'escompte et mesure le degré d'impatience des consommateurs. Comme l'utilité dépend uniquement de la consommation mais que le revenu du travail intervient dans la contrainte budgétaire, cela signifie implicitement que les préférences pour l'offre de travail et la consommation sont additives. Dans ce cas, les décisions d'offre de travail et de consommation sont indépendantes. Browning et Lusardi [4] font remarquer que cette hypothèse est en général rejetée empiriquement.

Afin que les agents épargnent pour un motif de précaution, nous devons spécifier des préférences qui comportent ce motif. Dans ce cas, le profil temporel du revenu influence celui de la consommation et nous devons par conséquent également spécifier le processus de revenu. Caballero [5] montre que lorsque l'on suppose une fonction d'utilité avec un

coefficient d'aversion absolue au risque constant (CARA), que le revenu du travail suit un processus ARMA, avec possibilité de racine unitaire, où les innovations sont distribuées selon une loi normale et que le risque du revenu est attribuable uniquement au revenu du travail, la fonction de consommation est alors linéaire dans le revenu permanent et dans le risque du revenu. Nous présentons ici les hypothèses du modèle et donnons les étapes principales pour aboutir à la solution du modèle. Le lecteur peut se référer à l'article de Caballero [5] pour plus de détails et les extensions de ce modèle. Les préférences des agents sont représentées par la fonction d'utilité exponentielle (2.3)²,

$$U(c_t) = -\frac{1}{\theta} e^{-\theta c_t}, \quad (2.3)$$

où θ est le coefficient d'aversion absolue au risque. Kimball [9] montre que le motif de précaution est lié au degré de prudence des agents, c'est-à-dire à la troisième dérivée de la fonction d'utilité, et non à l'aversion au risque³. La fonction d'utilité exponentielle comporte un motif de précaution puisque sa troisième dérivée est positive. Comme Cabarello (op. cit.) le montre, cette fonction d'utilité permet d'obtenir des formes analytiques pour la fonction de consommation avec des processus de revenus assez généraux. Lorsque nous supposons une fonction d'utilité quadratique, i.e. $U(c_t) = c_t - \frac{\alpha}{2} c_t^2$ et que $\alpha = \beta$ pour tout t , la solution du problème d'optimisation de l'agent est égale à

$$c_t = y_t^p. \quad (2.4)$$

Dans ce cas, les agents sont adversaires du risque, mais ne sont pas prudents au sens de Kimball [9] puisque la troisième dérivée de cette fonction d'utilité est nulle.

Nous notons $\alpha \equiv 1/(1+r)$. La contrainte budgétaire intertemporelle s'écrit

$$\sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k c_{t+k} = A_t + \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k y_{t+k}. \quad (2.5)$$

Nous supposons que $\alpha = \beta$. La solution de ce problème doit satisfaire l'équation d'Euler suivante :

$$e^{-\theta c_t} = E_t [e^{-\theta c_{t+1}}]. \quad (2.6)$$

L'équation (2.6) prédit que le ménage égalise l'espérance de l'utilité marginale de la consommation entre les périodes et indique que la consommation suit un processus stochastique qu'il nous faut déterminer. La résolution analytique de ce problème est difficile et pour ce faire nous devons employer une méthode particulière. Afin de trouver une solution pour c_t pour tout t , nous devons deviner ce processus et ensuite résoudre ses paramètres au moyen de la contrainte budgétaire ex-post pour pouvoir déterminer finalement une solution pour la consommation. Contrairement au modèle d'équivalent certain, la solution dépendra de la spécification du processus de revenu et nous devons dans ce cas faire des hypothèses supplémentaires sur cette variable.

²Il s'agit d'une fonction d'utilité où le coefficient d'aversion au risque est constant (fonction d'utilité CARA).

³Une fonction d'utilité $u(c)$ affichera un comportement prudent si le coefficient de prudence défini comme $\eta(c) = -u'''(c)/u''(c) > 0$. Par conséquent, des agents averses au risque sont prudents si leur fonction d'utilité est convexe (voir Kimball [9]).

Caballero [5] suppose que le processus de consommation est une martingale, i.e.

$$c_{t+k} = \Gamma_{t+k-1} + \phi_{t+k-1}c_{t+k-1} + v_{t+k} \quad (2.7)$$

où Γ_t est la tendance et v_t un terme d'erreur. Tous deux sont des paramètres à déterminer pour chaque période et leur valeur dépendra de la spécification du processus stochastique. Caballero montre que $\phi_t = 1$ ⁴ et déduit que $\Gamma_t = \frac{1}{\theta} \ln E_t [\exp \{-\theta v_{t+1}\}] > 0$ pour tout t . Par récurrence, nous obtenons

$$c_{t+k} = c_t + \sum_{l=1}^k (\Gamma_{t+l-1} + v_{t+l}) \quad (2.8)$$

Nous supposons que le risque est attribuable uniquement au revenu du travail, i.e. le rendement du capital est supposé non stochastique. Soit $y_t^* = y_t - X_t\beta$, où $X_t\beta$ représente la partie déterministe du revenu de l'agent et X_t est un vecteur-ligne de caractéristiques démographiques. Nous supposons que y_t^* suit un processus $ARMA(p, q)$ (avec possibilité de racine unitaire) de la forme suivante :

$$y_t^* = \sum_{i=1}^p \tau_i y_{t-i}^* + \sum_{k=0}^q \psi_k \omega_{t-k}, \quad (2.9)$$

avec ω_t une innovation i.i.d. de moyenne nulle du processus (2.9). Ce processus peut être représenté par le processus MA infini (2.10)

$$y_t = X_t\beta + \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k \omega_{t-k} \quad (2.10)$$

avec $|\sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k \Psi_k| < \infty$ ⁵. Ainsi,

$$y_{t+k} = E_t [y_{t+k}] + \sum_{l=1}^k \Psi_{k-l} \omega_{t+l}. \quad (2.11)$$

Lorsque nous substituons y_{t+k} et c_{t+k} respectivement par (2.11) et (2.8) dans la contrainte budgétaire (2.5), et en prenant l'espérance conditionnelle au temps t , nous obtenons l'expression (2.12) pour c_t

$$c_t = y_t^p - (1 - \alpha) \sum_{k=1}^{\infty} \alpha^k \sum_{l=1}^k \Gamma_{t+l-1}, \quad (2.12)$$

où $y_t^p \equiv (1 - \alpha) (A_t + \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k E_t [y_{t+k}])$ est le revenu permanent du ménage. A présent, nous pouvons déterminer la distribution de v_t . Caballero [5] montre que le terme d'erreur de la fonction de consommation est lié aux innovations du processus de revenu de la façon suivante :

$$v_t = \Psi \omega_t, \quad (2.13)$$

⁴Dans le cas contraire la consommation est déterminée de manière unique par la l'équation d'Euler (2.6) sans tenir compte de la contrainte budgétaire

⁵Ceci implique que $E_t [y_{t+k}] - E_{t-1} [y_{t+k}] = \Psi_k \omega_t$

où $\Psi \equiv (1 - \alpha) \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k \Psi_k$. Si les innovations ω_{t+k} sont distribuées selon une loi normale i.i.d.. avec une moyenne nulle et une variance σ_w^2 , alors Γ_t est constant et égal à $\frac{\theta\Psi^2}{2}\sigma_w^2$ et la fonction de consommation est alors égale à

$$c_t = y_t^p - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{\theta\Psi^2}{2} \sigma_w^2.$$

La consommation dépend du revenu permanent et de la variance des innovations du revenu. Rappelons que σ_w^2 est la variance conditionnelle au temps t du revenu futur. Le poids du motif de précaution dépend du coefficient d'aversion au risque des agents et du taux d'intérêt. Plus le coefficient d'aversion au risque des est élevé, plus ils auront tendance à prendre en compte l'incertitude du revenu. Lorsque θ tend vers 0, les agents tendent à devenir neutres par rapport au risque et nous obtenons la solution de l'hypothèse du revenu permanent. Notons que, la propension marginale à consommer du revenu permanent est égale à 1. Notons également que la consommation suit une martingale, i.e.

$$c_t = c_{t-1} + \frac{\theta\Psi^2}{2} \sigma_w^2 + \Psi\omega_t$$

6.

Dans ce modèle, les agents désirent lisser leur consommation au travers de leur revenu permanent, mais ont un motif d'épargne de précaution. Ainsi, la prédiction que le profil temporel du revenu n'affecte pas l'évolution de la consommation n'est plus vrai puisque tout accroissement de la variance du revenu courant qui maintient le revenu permanent inchangé aura un effet négatif sur la consommation. Dans le cas du modèle de neutralité au risque et d'équivalent certain, si les agents n'anticipent pas de changement de leur revenu permanent, il n'ont aucune raison de changer leur plan de consommation et s'ils ont la possibilité d'emprunter, ils peuvent maintenir leur niveau de consommation en ayant recours aux marchés financiers. Si les agents sont adversaires du risque et prudents au sens de Kimball [9], i.e. ont des préférences représentées par une fonction d'utilité convexe, un accroissement du risque implique une plus forte évaluation de la consommation future dans la fonction d'utilité des agents et donc une épargne accrue.

2.3 Méthodologie économétrique

Dans cette section, nous montrons comment nous testons économétriquement si les Suisses ont un comportement d'épargne de précaution dans le contexte de données en coupe transversale. Nous avons vu dans la partie théorique de cette étude que notre modèle d'épargne de précaution est un version augmentée du modèle de revenu permanent où nous ajoutons un terme qui prend en compte l'incertitude du revenu. L'idée du test économétrique est d'estimer le modèle d'épargne de précaution et de tester si le paramètre de la variance du

⁶Un autre cas intéressant est celui où le revenu est non-stationnaire et suit une marche aléatoire. Ce modèle correspond au cas où $\Psi = 1$. Nous obtenons pour la fonction de consommation l'expression suivante

$$c_t = (1 - \alpha) A_t + y_t - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{\theta}{2} \sigma_w^2.$$

Dès lors, la consommation suit également une marche aléatoire et $y_t^p = (1 - \alpha) A_t + y_t$

revenu est significativement différent de zéro. L'avantage de notre approche théorique est de donner des formes fonctionnelles pour la consommation, où le modèle de revenu permanent est emboîté dans celui d'épargne précautionnelle. Ainsi, nous pouvons tester si les agents affichent un motif d'épargne de précaution.

Afin d'estimer le modèle d'épargne de précaution, nous devons modéliser deux variables inobservables : le revenu permanent et la variance du revenu. En ce qui concerne le revenu permanent, nous utilisons le revenu courant comme approximation du revenu permanent et instrumentons cette variable avec des variables corrélées avec le revenu permanent. Pour l'estimateur du risque du revenu, nous proposons deux approches. La première approche reprend en partie celle de Miles [11] et consiste à prendre comme mesure de la variance du revenu le carré des résidus d'une régression du revenu sur ses déterminants. Malheureusement, le résidu comporte en plus de la composante risquée du revenu, une part d'hétérogénéité non observée. Nous montrons que le prédicteur de la variance du revenu ainsi obtenu est biaisé vers le haut et que nous devons utiliser une méthode de variables instrumentales pour obtenir des estimateurs convergents des paramètres du modèle. Dans une deuxième approche, nous obtenons un prédicteur de la variance du revenu par l'intermédiaire de données panels sur un échantillon de la population active suisse. Nous estimons une équation de revenu pour cette enquête et utilisons le carré du résidu de cette régression comme prédicteur de la variance. Contrairement à la première approche, grâce aux données panel nous pouvons éliminer l'hétérogénéité non observée et obtenir un résidu qui théoriquement ne comporte que la composante risquée du revenu.

2.3.1 La fonction de consommation et le test du motif d'épargne de précaution

Le modèle de cycle de vie prédit que le ménage égalisera l'utilité marginale de la consommation entre chaque période. L'utilité marginale ne dépend pas seulement des biens que consomme le ménage mais aussi de ses caractéristiques démographiques. Par exemple, la présence d'enfants peut affecter l'utilité marginale d'une unité supplémentaire de consommation par rapport à une situation sans enfant. C'est ce que l'on appelle la consommation pour des motifs de cycle de vie (voir Browning [4]). Ainsi la consommation ne dépend pas seulement du revenu permanent, et du risque du revenu dans le cas du modèle d'épargne de précaution, mais également de variables démographiques. Nous pouvons conditionner la fonction de consommation sur les variables démographiques de la façon suivante

$$c_i = \rho y_i^p + \varphi \sigma_{y_i}^2 + H_i \delta + \epsilon_i. \quad (2.14)$$

Selon notre modèle théorique, le modèle de revenu permanent est inclus dans le modèle d'épargne précautionnelle et correspond à une valeur du paramètre φ égale à zéro. Afin de tester la présence d'un motif d'épargne de précaution, nous procédons au test t de Student sur le paramètre φ suivant

$$\begin{aligned} H_0 : \varphi &= 0 \\ H_a : \varphi &< 0. \end{aligned} \quad (2.15)$$

2.3.2 Modélisation du revenu permanent

Comme nous n'observons pas le revenu permanent, nous prenons le revenu courant comme "proxy" de cette variable. Nous supposons que le revenu courant peut être décomposé entre le revenu permanent, une partie déterministe composée de variables démographiques qui détermine la position du ménage au cours du cycle de vie et d'un choc aléatoire d'espérance mathématique nulle, que l'on nomme habituellement revenu transitoire. Formellement, nous avons

$$y_i = y_i^p + C_i\eta + y_i^t \quad (2.16)$$

C_i est composé de variables démographiques telles que, par exemple, l'âge, l'âge au carré, la région d'habitation, le nombre et l'âge des enfants du ménage. Nous supposons que les déterminants du revenu permanent peuvent se décomposer en une partie observable B_i et une partie inobservable u_i . Un des déterminants observable du revenu permanent serait par exemple l'éducation ou le statut d'occupation.

$$y_i^p = B_i\lambda + u_i \quad (2.17)$$

Nous supposons que $E[u_i] = 0$, $E[y_i^t] = 0$ et $E[u_i y_i^t] = 0$.

2.3.3 Modélisation de la variance du revenu

Modélisation du risque de revenu à l'aide de données transversales

Miles [11] a proposé de prendre comme mesure du risque du revenu le carré du résidu de la régression 2.18

$$y_i = \mathbf{x}_i\phi + e_i \quad (2.18)$$

où \mathbf{x}_i sont les déterminants du revenu courant, ϕ un vecteur de paramètre et e_i un terme aléatoire non corrélé avec \mathbf{x}_i . Nous supposons que les hypothèses classiques sont respectées. Ce dernier terme comporte la composante risquée du revenu et la part d'hétérogénéité non-observée. Soit \hat{e}_i le résidu de cette régression obtenu par les MCO. Le carré de cette variable, \hat{e}_i^2 , surestime le vrai risque du revenu. Par conséquent, il importe d'utiliser des méthodes de variables instrumentales lors de l'estimation du modèle, puisqu'en intégrant la variance de l'hétérogénéité non observée dans le terme d'erreur, nous introduisons une corrélation entre la perturbation et les variables explicatives du modèle et risquons un biais de variable omise. A ce moment, nous devons, pour estimer les coefficients de la régression de façon convergente, trouver un ou des instruments qui ne soient pas corrélés avec le terme d'erreur et qui soit suffisamment corrélé avec le risque du revenu. Comme le mentionnent Browning et Lusardi [4], les instruments sont des variables exogènes qui sont corrélées suffisamment avec le risque du revenu et qui varient substantiellement dans la population. Formellement, nous pouvons définir

$$e_i = u_i + \eta_i,$$

où η_i et u_i représentent respectivement la composante risquée du revenu et la part d'hétérogénéité non-observée du revenu. Ces deux composantes sont d'espérance nulle⁷. Si nous sup-

⁷Par conséquent e_i est également un terme d'erreur d'espérance nulle

posons que u_i et η_i sont indépendants, la variance de e_i est égale à $E[e_i^2] = \sigma_{u,i}^2 + \sigma_{\eta,i}^2 \equiv \sigma_{e,i}^2$. La variance conditionnelle de y_i étant donné \mathbf{x}_i comprend la variance du risque du revenu $\sigma_{\eta,i}^2$ et la variance de l'hétérogénéité non-observée $\sigma_{u,i}^2$. Autrement dit $\sigma_{e,i}^2$ surestime le vrai risque du revenu. Notons d'abord que nous pouvons écrire

$$e_i^2 = E(e_i^2) + v_i = \sigma_{u,i}^2 + \sigma_{\eta,i}^2 + v_i \quad (2.19)$$

Supposons dans un premier temps que nous observions y_i^p le revenu permanent e_i^2 . Nous modifions le modèle (2.14) de la façon suivante :

$$c_i = \rho y_i^p + \varphi \sigma_{y_i}^2 + H_i \delta + \xi_i, \quad (2.20)$$

où $\xi_i = \epsilon_i - \varphi(\sigma_{u,i}^2 + v_i)$. Si nous estimons la régression (2.20) par les MCO nous aurons un biais de variable omise puisque la perturbation ξ_i comprend $\sigma_{u,i}^2$ qui est inobservable et corrélée avec e_i^2 . Afin de simplifier l'exposition et sans perte de généralité, nous omettons les termes y_i^p et H_i et nous nous concentrons sur la régression simple suivante :

$$c_i = \alpha + \varphi e_i^2 + \varepsilon_i. \quad (2.21)$$

Le modèle sous-jacent serait $c_i = \alpha + \varphi \sigma_{\eta,i}^2 + \text{erreur}_i$ et donc $\varepsilon_i = \text{erreur}_i - \varphi(\sigma_{u,i}^2 + v_i)$. Soit e^2 et ε la forme vectorielle respectivement de e_i^2 et ε_i . La probabilité limite de $\widehat{\varphi}_{MCO}$ sera égale à

$$\text{plim } \widehat{\varphi}_{MCO} = \varphi + \varphi \frac{\text{cov}(e^2, \varepsilon)}{\text{var}(e^2)} \quad (2.22)$$

La covariance entre e^2 et ε est négative, car les corrélations entre, d'une part, $\sigma_{u,i}^2 + v_i$ et e_i^2 et $\sigma_{u,i}^2 + v_i$ et ε_i , d'autre part, sont respectivement positive et négative. Comme le montre l'équation (2.22), si la covariance entre e^2 et ε est non-nulle, l'estimateur $\widehat{\varphi}_{MCO}$ sera asymptotiquement biaisé⁸. Comme le suggère la théorie, en présence d'un motif d'épargne de précaution le signe de φ est négatif. La corrélation négative entre ε et e^2 implique

$$|\text{plim } \widehat{\varphi}_{MCO}| < |\varphi|.$$

L'estimateur des MCO de φ sous-estimera le motif d'épargne de précaution⁹. Dans le cas plus général où le modèle comprend des variables explicatives supplémentaires par rapport à (2.21) et qui sont corrélées avec la variance de l'hétérogénéité non-observée, nous ne pouvons pas obtenir une formule aussi directe que (2.22). Par contre, nous pouvons dire que dans le cas de variables omises le biais asymptotique de l'estimateur dépendra de la covariance entre les variables explicatives et les variables omises (pour plus de détails voir Wooldridge [13], p.62). Afin d'estimer les coefficients de la régression (2.20) de façon convergente, nous devons trouver un ou des instruments qui ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur ε , en particulier la variance de l'hétérogénéité non-observée σ_u^2 et v_i , et qui sont suffisamment corrélés avec le risque du revenu σ_η^2 (et par conséquent avec e^2). Soit z un instrument pour e^2 tel que $\text{cov}(z, \varepsilon) = 0$ et $\text{cov}(e^2, z) \neq 0$. Soit $\widehat{\varphi}_{IV}$ l'estimateur de variables instrumentales

⁸Le biais sera égal à $(\text{plim } \widehat{\varphi}_{MCO} - \varphi) / \varphi = \frac{\text{cov}(e^2, \varepsilon)}{\text{var}(e^2)}$

⁹Si nous supposons que \widehat{y}_i et D_i ne sont pas corrélés avec ε_i , la formule (2.22) reste valable si nous estimons (??) par les MCO.

du paramètre φ du modèle (2.21). Sous ces hypothèses $\widehat{\varphi}_{IV}$ est un estimateur convergent de φ puisque

$$\text{plim } \widehat{\varphi}_{IV} = \varphi + \varphi \frac{\text{cov}(z, \varepsilon)}{\text{cov}(z, e^2)} = \varphi.$$

Comme e_i^2 est également inobservable nous proposons d'estimer le modèle (2.20) en utilisant le carré du résidu \widehat{e}_i comme proxy de cette variable. Bien que l'espérance de \widehat{e}_i^2 ne soit pas égale à e_i^2 , l'estimation de ce modèle par une méthode de variables instrumentales en utilisant \widehat{e}_i^2 au lieu de e_i^2 donnera un résultat asymptotiquement équivalent (voir Amemiya [1] et [2] (p.204) pour plus de détails).

Nous utilisons comme instruments des puissances du nombre d'années d'éducation au carré et des variables muettes pour le statut d'occupation du chef de famille, par exemple s'il est un ouvrier qualifié ou non-qualifié. Le niveau de qualification et le statut d'occupation devraient être corrélés avec le risque puisque ces variables constituent en général des prédicteurs de la probabilité de tomber au chômage. Par ailleurs, les chocs de productivité seront différents selon les secteurs d'activité. Comme nous utilisons l'éducation comme instrument pour le revenu courant, nous utilisons des puissances de cette variable pour instrumenter le risque.

Etant donné que \widehat{e}_i^2 est un régresseur estimé, nous devons corriger la matrice de variance-covariance de l'estimateur de variables instrumentales afin d'obtenir les statistiques correctes nécessaires aux tests d'hypothèses usuels (voir Wooldridge [13]). Nous montrons en annexe comment corriger la matrice de variance-covariance dans ce cas précis.

Modélisation du risque de revenu à l'aide de données panel

Une autre façon de procéder dans la modélisation de la variance du revenu du ménage est d'utiliser des données panel sur les revenus provenant d'une autre source. Soit R_{it}^* le résidu d'une régression de R_{it} , le revenu du travail du ménage, sur des variables démographiques. Généralisant Blundell et Preston [3], nous supposons dans l'équation (2.23) que ce résidu comporte une partie permanente et une partie transitoire qui est un terme d'erreur i.i.d. d'espérance nulle.

$$R_{it}^* = P_{it} + u_{it} \quad (2.23)$$

Dans l'équation (2.24), la composante permanente est supposée suivre un processus autorégressif d'ordre 1, où χ_i représente l'hétérogénéité non-observée et v_{it} est un terme d'erreur i.i.d.

$$P_{it} = \gamma P_{i,t-1} + \chi_i + v_{it} \quad (2.24)$$

Après quelques manipulations algébriques, nous obtenons l'équation de revenu suivante

$$R_{it}^* = \gamma R_{i,t-1}^* + \chi_i + \varepsilon_{it}, \quad (2.25)$$

où $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it} - \gamma u_{i,t-1}$. Ainsi R_{it}^* suit un processus ARMA(1,1). Nous estimons cette équation selon des méthodes standards (voir Hsiao [8]) et la variance du revenu est alors approximée par le carré du résidu de la régression (2.25)

$$\widehat{\sigma}_{\varepsilon,i}^2 = (\widehat{\varepsilon}_{it} - \widehat{\gamma} \widehat{\varepsilon}_{i,t-1})^2. \quad (2.26)$$

Nous donnons dans l'appendice les détails techniques de cette méthode.

Afin d'obtenir une prédiction de la variance du revenu en coupe transversale, nous pouvons utiliser un prévisseur linéaire de $\hat{\sigma}_{\varepsilon,i}^2$ à l'aide des données panels et utiliser ce prévisseur avec les données de l'enquête en coupe transversale. Nous utilisons l'estimation ainsi obtenue comme approximation de la variance du revenu.

2.4 Analyse empirique

2.4.1 Description des données

Notre analyse empirique utilise les données suisses de l'*Enquête sur les Revenus et la Consommation 1998* (ERC 98). Cette enquête fournit des informations détaillées sur les dépenses de consommation et les revenus d'un échantillon de ménages suisses pour l'année 1998. Les données ont été standardisées pour une période d'un mois. L'OFS a interrogé 12 vagues de ménages aux cours desquelles ces derniers devaient répondre aux questionnaires pendant la durée d'un mois. On trouve aussi des informations détaillées sur les dépenses de consommation et les revenus des ménages, ainsi que certaines caractéristiques démographiques, notamment en ce qui concerne l'offre de travail, la formation et l'éducation¹⁰, le statut d'activité, la composition familiale ou encore les conditions de logement. Sur le tableau 1, nous donnons quelques statistiques descriptives des différentes variables utilisées dans cette étude. La consommation est définie comme la somme des dépenses mensuelles pour les groupes de biens habituels, tel que l'alimentation, le tabac et l'alcool, l'habillement, le logement, les meubles, les transports, les communications, les loisirs, l'éducation et autres. Les dépenses pour les biens durables ont un effet à la fois sur les utilités présente et future du ménage. Or les hypothèses sur les préférences des agents ne permettent pas de traiter ce genre de biens, puisque la fonction d'utilité est additive dans le temps. Nous avons donc exclu de notre mesure de la consommation les dépenses de biens durables. Nous avons également enlevé les dépenses de santé, car il est impossible de distinguer dans l'ERC 98 le montant effectivement payé par le ménage du montant de la facture de soins¹¹¹². Dans la même logique, nous avons également omis les dépenses d'assurance maladie. Le revenu disponible est défini comme la somme des revenus mensuels du travail, de la fortune et des transferts moins les impôts, les déductions sociales et les dépenses d'assurance maladie. Nous n'avons pas inclus les dépenses des ménages pour les fonds de pension. Cette épargne forcée doit être comptabilisée comme une réduction du revenu. Ceci se justifie d'autant plus que nous nous intéressons au motif de précaution décidé par les ménages. Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables de l'ERC 1998 utilisées dans notre étude. Nous avons gardé dans notre échantillon les ménages dont le chef du ménage était soit indépendant, salarié ou retraité¹³.

¹⁰L'éducation est mesurée par le nombre d'années passées en formation selon le diplôme le plus élevé obtenu par le chef de ménage.

¹¹Rappelons que le système d'assurance maladie suisse de base comprend le paiement d'une prime d'assurance, d'une franchise et d'une quote-part pour l'assuré en cas de dépassement de la franchise. Cette quote-part est plafonnée à 600 francs. Ainsi, l'enquête fait apparaître pour certains ménages de gros montants qui sont vraisemblablement le montant facturé au malade et non le coût effectif qui lui incombe.

¹²Par ailleurs, cette dépense constitue un maintien du bien-être et non une augmentation de l'utilité.

¹³Afin d'éliminer quelques observations aberrantes au niveau des taux d'épargne des ménages, nous avons éliminé 2 % *du bas et du haut* de la distribution du ratio entre dépenses de consommation et le revenu

Tableau 1
Statistiques descriptives ERC 1998

	Moyenne	Ecart-type
Consommation	4467.34	2284.92
Revenu disponible	6282.70	3474.69
Taille du ménage	2.43	1.30
Nombre d'enfants de moins de 5 ans	0.21	0.55
Nombre d'enfants entre 5 et 10 ans	0.17	0.49
Nombre d'enfants entre 10 et 15 ans	0.14	0.38
Nombre d'enfants entre 15 et 20 ans	0.11	0.38
Age	46.67	15.29
Education	19.54	3.37
Nombre de travailleurs	1.29	0.86
Suisse	83.86	
Sexe	73.28	
Marié	59.30	
Moyen-pays	22.86	
Région lémanique	18.71	
Zurich	17.14	
Région Nord-ouest	13.42	
Région Sud-Est	14.53	
Suisse centrale	8.69	
Indépendants	7.52	
Salariés	71.21	
Rentiers	21.27	
Nombre d'observations	8328	

Source : ERC 98

2.4.2 Estimations de la fonction de consommation

Dans cette section, nous présentons les résultats des estimations. Il ressort de cette analyse que nous pouvons rejeter l'hypothèse que le motif d'épargne de précaution n'est pas présent chez les Suisses. L'utilisation du prédicteur de la variance du revenu obtenu avec les données de l'*ERC 98* donne une valeur de l'élasticité de la consommation par rapport à la variance du revenu de -0.035 et une part d'épargne de précaution de 2.61 %, tandis que l'utilisation du prédicteur de l'*ESPA* donne une élasticité de la consommation par rapport à la variance du revenu de -0.050 et une part d'épargne de précaution de 5.20 %. Cette dernière mesure correspond au rapport entre l'estimation du motif de précaution et la consommation qui prévaudrait si l'incertitude était nulle. La valeur obtenue constitue une réduction modeste mais non négligeable de la consommation. Comme la théorie le suggère, le revenu permanent est une variable explicative de la consommation et l'effet d'un choc permanent semble plus important lorsque nous prenons en compte le risque du revenu. Ce résultat est intéressant

disponible. Ainsi, d'un échantillon initial de 9295 ménages, nous avons obtenu un échantillon final de 8328 observations.

puisqu'il semble que le comportement de consommation des Suisses soit mieux approximé par un modèle de revenu permanent augmenté d'un motif de précaution que par un modèle d'équivalent certain.

Sur le tableau 2, nous présentons les résultats obtenus avec le prédicteur de la variance obtenu par la méthode de Miles. Le tableau 3 quant à lui présente les résultats avec le prédicteur de la variance construit à partir de données panels tirées de l'*ESPA*. Dans la première colonne, nous estimons le modèle par les MCO en omettant la variance du revenu. Dans la deuxième colonne, nous omettons la variance du revenu mais nous instrumentons le revenu courant. Dans la colonne III, nous estimons le modèle par les MCO en incluant la variance du revenu. Dans les colonnes IV et V, nous incluons la variance du revenu et instrumentons successivement le revenu courant et la variance du revenu. Nous reportons en annexe la liste des variables utilisées pour la construction du prédicteur de l'*ERC 98* ainsi que les résultats des régressions du revenu disponible et décrivons brièvement l'enquête *ESPA*. Dans ce dernier cas, nous estimons le modèle uniquement pour les indépendants et les salariés car l'*ESPA* ne contient pas d'information sur les revenus du travail des retraités. Nous avons estimé la fonction de consommation par les moindres carrés ordinaires (MCO) et par l'estimateur robuste de variables instrumentales (VI) afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité potentiellement présente dans l'échantillon. Lorsque nous utilisons le prédicteur de la variance obtenu par les données de l'*ERC 98*, nous corrigeons la matrice de variance-covariance de l'estimateur pour la présence de régresseurs générés.

Afin de tenir compte des aspects de cycle de vie des ménages nous avons introduit dans la régression les variables suivantes : l'âge (Age), l'âge au carré (Age²), le nombre d'enfants dans différentes tranches d'âge (moins de 5 ans, entre 5 et 10 ans, entre 10 et 15 et entre 15 et 20 ans), la taille du ménage et des variables muettes qui prennent la valeur 1 si le ménage est un couple marié (Marié), si le chef de famille est un indépendant, s'il est un salarié et s'il est à plein-temps et zéro sinon. Nous incluons aussi des variables de contrôle pour les régions d'habitation (Moyen-Pays, Région lémanique, Zurich, Région Nord-Ouest, Région Sud-Est, Suisse centrale et Tessin).

Nous avons utilisé le nombre d'années d'éducation (Education) comme instrument pour le revenu permanent. Pour la variance du revenu, nous avons utilisé le nombre d'années d'éducation au carré et à la puissance 4 et des variables muettes pour le statut d'occupation du chef de ménage (ouvrier qualifié, ouvrier non qualifié et artisan) comme instruments. Ces variables doivent être corrélées avec le risque du revenu et non-corrélées avec le terme d'erreur (qui contient la variance de l'hétérogénéité non-observée de la régression (2.18)). Lors d'estimations à l'aide de l'estimateur de variables instrumentales, les estimations et leur précision dépendront en grande partie du choix des instruments¹⁴ et il est possible que nous utilisions des instruments qui ne soient pas suffisamment corrélés avec le risque du

¹⁴Nous avons estimé aussi le modèle en enlevant l'éducation à la puissance 4 et la variable sexe comme instrument et avons obtenu un paramètre du risque du revenu de -69.99 (soit une épargne précautionnelle de 7.95% et une élasticité de la consommation de 0.11) mais non significatif (t-stat de 1-40) et une propension marginale à consommer du revenu permanent plus élevée et égale à 0.880 et un t-stat de 5.13. La valeur p du test J est égale à 0.95

revenu pour obtenir une bonne estimation du motif de précaution^{15, 16}. Pour cette raison, nous reportons la valeur de la statistique F de la régression de la variance du revenu sur les variables exogènes. Afin de juger la qualité de nos instruments (dans le sens où ils ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur), nous reportons aussi la valeur p de la statistique J de restrictions sur-identifiantes¹⁷.

Lorsque nous "instrumentons" le revenu disponible, la propension marginale à consommer du revenu permanent augmente par rapport à la valeur estimée par les MCO indiquant qu'un biais d'erreur de mesure est présent. Il est bien connu, dans le cas de l'hypothèse du revenu permanent, que l'estimateur des moindres carrés de la propension marginale à consommer du revenu permanent est biaisé vers le bas. L'estimateur des MCO donne une valeur de 0.43 (col. I), alors que l'estimation par VI donne une valeur de 0.61 (col. II). Nous remarquons que lorsque nous instrumentons successivement le revenu courant et le risque du revenu, la propension marginale à consommer du revenu permanent a tendance à augmenter. L'estimateur des variables instrumentales donne une valeur de 0.659 lorsque l'on instrumente uniquement le revenu courant et une valeur de 0.701 lorsque nous instrumentons à la fois le revenu courant et le risque du revenu. Lorsque nous omettons la variance du revenu et que cette variable fait partie du modèle, ces différents estimateurs comportent un biais qui devrait dépendre de la corrélation entre le revenu permanent et la variance du revenu. Ceci peut expliquer pourquoi habituellement nous trouvons une propension marginale à consommer plus élevée lorsque nous estimons la fonction de consommation en y incluant la variance du revenu comme variable explicative. Nous remarquerons aussi que le motif d'épargne de précaution est plus fort lorsque nous utilisons une méthode d'estimation de variables instrumentales et que le paramètre du risque du revenu est significatif à 5% lorsque nous instrumentons cette variable. La valeur de la statistique F de la régression de la variance du revenu sur les variables exogènes est de 5.81¹⁸. Par ailleurs, la valeur du test J suggère que les restrictions sur-identifiantes sont respectées.

¹⁵Nous avons pour cela régressé la variable instrumentée sur toutes les variables exogènes du modèle et sur les instruments que nous considérons. Un test-t de student permet de savoir si les instruments sont (partiellement) corrélés avec la variable à instrumenter. Nous utilisons un test qui corrige l'hétéroscédasticité du terme d'erreur de cette régression.

¹⁶Nous avons effectué une régression de la variance du revenu sur les instruments proposés et les autres variables exogènes du modèle. Les statistiques t de l'éducation au carré, de l'éducation à la puissance 4 et des variables muettes ouvrier qualifié, ouvrier non qualifié et artisan étaient respectivement de -2,54, 2.91, -3.41, -4.67 et -6.10.

¹⁷Dans le cas de l'estimateur de variables instrumentales, nous avons utilisé un test qui utilise le concept de régression étendue (voir Davidson et MacKinnon [6]). Cette procédure consiste à régresser les résidus obtenus par la régression avec variables instrumentales sur les instruments utilisés et de calculer la statistique F en multipliant le R^2 non-centré par le nombre d'observations. Cette statistique suit une loi du χ^2 dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre d'instruments moins le nombre de variables explicatives. Lorsque la statistique de ces tests rejette l'hypothèse nulle, soit le modèle est mal spécifié soit les instruments ne sont pas valides.

¹⁸Le nombre de degré de liberté est égal à 23. La valeur p est de 0.00.

Tableau 2
Estimation du modèle d'Épargne de Précaution
 prédicteur de la variance du revenu : ERC 1998

	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i> ^a	<i>IV</i> ^a	<i>V</i> ^a
Revenu disponible	0.434 (81.63)	0.611 (26.75)	0.463 (43.75)	0.659 (32.62)	0.701 (19.36)
Variance du Revenu	-	-	-4.01 (-2.11)	-11.66 (-5.04)	-23.26 (-2.21)
Age	73.04 (10.25)	41.26 (5.87)	70.78 (11.83)	37.15 (5.36)	34.78 (4.89)
Age ²	-0.76 (-10.24)	-0.45 (-6.20)	-0.732 (-11.67)	-0.40 (-5.57)	-0.36 (-4.84)
Nombre d'enfants < 5 ans	-158.22 (-3.39)	200.33 (2.64)	-96.34 (-1.74)	272.09 (4.15)	329.49 (3.74)
Nombre d'enfants entre 5 et 10 ans	-34.06 (-0.72)	301.23 (4.29)	3.55 (0.06)	314.54 (4.90)	317.05 (4.69)
Nombre d'enfants entre 10 et 15 ans	68.56 (1.36)	379.47 (5.18)	102.21 (1.66)	394.85 (5.73)	405.10 (5.62)
Nombre d'enfants entre 15 et 20 ans	92.02 (1.64)	275.70 (3.53)	135.1 (1.95)	309.26 (4.13)	329.51 (4.00)
Taille du ménage	219.08 (6.40)	-107.53 (-1.79)	171.6 (3.68)	-144.2 (-2.62)	-167.63 (-2.75)
Marié	162.68 (3.50)	118.91 (1.94)	163.93 (3.04)	116.2 (2.02)	92.12 (1.40)
Indépendant	538.61 (6.28)	307.57 (2.65)	529.19 (4.89)	489.02 (4.30)	581.54 (4.13)
Salarié	48.83 (0.70)	-264.59 (-3.04)	28.55 (0.35)	-138.58 (-1.63)	-145.84 (-1.69)
Plein-temps	44.05 (0.80)	-135.67 (-2.28)	9.87 (0.19)	-184.11 (-3.26)	-217.06 (-3.60)
Moyen-Pays	-71.90 (-0.90)	-144.28 (-2.23)	-72.69 (-1.19)	-149.86 (-2.34)	-160.98 (-2.47)
Région lémanique	102.58 (1.26)	-34.06 (-0.48)	104.02 (1.59)	-14.30 (-0.21)	-0.29 (-0.00)
Zurich	109.42 (1.32)	-196.40 (-2.41)	91.85 (1.37)	-199.34 (-2.66)	-187.42 (-2.39)
Région Nord-ouest	13.61 (0.16)	-192.18 (-2.52)	-2.17 (-0.03)	-208.58 (-2.81)	-229.19 (-2.99)
Région Sud-Est	-25.24 (-0.30)	-103.55 (-1.47)	-20.46 (-0.31)	-100.18 (-1.44)	-114.76 (-1.60)
Suisse centrale	12.11 (0.13)	-122.52 (-1.45)	-4.88 (-0.06)	-126.55 (-1.63)	-121.21 (-1.49)
Constante	-529.061 (-2.91)	98.99 (0.54)	-536.09 (-3.30)	41.93 (0.24)	-42.31 (-0.22)
R^2	0.607	0.554	0.609	0.563	0.509
$F_{p.v.}$	0.00	-	0.00	-	-
$J_{p.v.}$	-	-	-	0.51	0.68
Nombre d'observations	8328	-	-	-	-

Note : statistiques z entre parenthèses

a : statistiques z corrigés pour la présence de régresseurs générés

Sur le tableau 3, nous présentons les résultats des estimations du modèle d'épargne de précaution en utilisant le prédicteur de la variance du revenu obtenu à l'aide des données panel de l'*ESPA 92-96*. Nous avons utilisé le même ensemble d'instruments que pour les esti-

mations du tableau 2. Nous constatons également que la propension marginale à consommer du revenu permanent a tendance à augmenter lorsque l'on instrumente le revenu courant, ainsi que lorsque l'on inclut la variance du revenu et que l'on instrumente cette variable. L'estimation du paramètre de la variance du revenu est positif, mais n'est pas significativement différente de zéro lorsqu'il n'est pas instrumenté et affiche une valeur négative et significative dans le cas contraire. Même si nous pouvons éliminer l'hétérogénéité non observée du processus du revenu, il semblerait que le prédicteur du risque de revenu de l'ESPA soit une mesure imparfaite du vrai risque¹⁹ et nous instrumentons cette variable. Le test t de Student rejette l'hypothèse nulle à un seuil de 1% contre l'hypothèse alternative qu'il est négatif. Notons que nous obtenons une valeur pour la propension marginale à consommer du revenu permanent inférieure mais très proche de celle obtenue dans le tableau 2 lorsque l'on instrumente simultanément le revenu permanent et le risque du revenu. L'estimation du motif d'épargne de précaution obtenue avec ce prédicteur est plus fort que l'estimation du tableau 2. La valeur p de la statistique F de la régression de la variance du revenu sur les variables exogènes est de 0.00.

¹⁹Ceci semble être confirmé par le fait que les R^2 du tableau 4 sont relativement faibles et que nous ayons un panel de petite taille. Ceci suggère ainsi qu'une partie du risque du revenu n'est pas capturée par notre prévisseur.

Tableau 3
Estimation du modèle d'Épargne de Précaution
 prédicteur de la variance du revenu : ESPA 1992-1996

	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>IV</i>	<i>V</i>
Revenu disponible	0.418 (72.79)	0.588 (23.22)	0.411 (70.46)	0.581 (18.26)	0.688 (19.04)
Variance du Revenu	-	-	12.71 (6.28)	1.51 (0.44)	-22.70 (-2.70)
Age	97.27 (7.64)	50.57 (3.52)	85.02 (6.62)	50.76 (3.53)	48.24 (3.18)
Age ²	-1.05 (-7.08)	-0.56 (-3.30)	-0.93 (-6.24)	-0.56 (-3.32)	-0.52 (-2.87)
Nombre d'enfants < 5 ans	-207.87 (-4.14)	148.69 (1.79)	-225.48 (-4.50)	134.05 (1.43)	365.06 (3.40)
Nombre d'enfants entre 5 et 10 ans	-86.79 (-1.71)	252.15 (3.28)	-101.35 (-2.00)	238.50 (2.84)	453.94 (4.56)
Nombre d'enfants entre 10 et 15 ans	35.76 (0.67)	260.14 (3.16)	23.83 (0.45)	329.37 (3.84)	521.45 (5.24)
Nombre d'enfants entre 15 et 20 ans	71.02 (1.21)	341.54 (4.31)	61.02 (1.04)	252.30 (3.20)	376.08 (3.90)
Taille du ménage	248.51 (6.74)	-63.05 (-0.97)	263.05 (7.14)	-50.36 (-0.69)	-250.59 (-2.86)
Marié	181.77 (3.42)	133.57 (2.00)	177.00 (3.34)	134.70 (2.02)	117.09 (1.60)
Salariés	-487.28 (-7.97)	-561.69 (-6.38)	-129.51 (-1.55)	-516.53 (-4.47)	-1293.31 (-4.65)
Plein-temps	45.93 (0.82)	-114.35 (-1.90)	72.19 (1.29)	-105.58 (-1.66)	-244.36 (-3.30)
Moyen-Pays	-77.35 (-0.85)	-132.62 (-1.74)	-71.39 (-0.79)	-129.96 (-1.70)	-171.94 (-2.11)
Région lémanique	106.86 (1.15)	-14.82 (-0.18)	110.30 (1.19)	-10.13 (-0.12)	-84.07 (-0.93)
Zurich	148.72 (1.58)	-144.54 (-1.56)	159.65 (1.70)	-132.92 (-1.33)	-316.15 (-2.89)
Région Nord-ouest	20.10 (0.21)	-166.59 (-1.91)	25.20 (0.26)	-159.41 (-1.77)	-74.40 (-0.82)
Région Sud-Est	41.36 (0.43)	-17.71 (-0.21)	55.95 (0.59)	-13.89 (-0.17)	-81.82 (-0.65)
Suisse centrale	49.69 (0.49)	-90.52 (-0.90)	80.01 (0.78)	-81.98 (-0.79)	-217.40 (-1.90)
Constante	-473.02 (-1.67)	346.69 (1.13)	-659.66 (-2.32)	295.65 (0.90)	1105.18 (2.60)
R^2	0.573	0.518	0.574	0.523	0.431
$F_{p.v.}$	0.00	-	0.00	-	-
$J_{p.v.}$	-	-	-	0.51	0.86
Nombre d'observations	6837	6837	6837	6837	6837

Note : statistiques z entre parenthèses

Estimation du motif de précaution selon le statut d'occupation

Nous regardons à présent de plus près le motif d'épargne de précaution au sein de l'échantillon utilisé et essayons d'identifier les catégories de ménages les plus sujets à ce motif. Sur le tableau 4, nous avons estimé le modèle pour différentes catégories de ménages, i.e. les

indépendants, les salariés et les retraités.

Considérons d'abord les estimations avec le prédicteur de l'ERC 98. Les indépendants ne semblent pas avoir un motif de précaution, puisque le paramètre du risque positif mais non significatif. Les indépendants constituent un groupe supposé avoir un risque de revenu plus élevé que la moyenne de la population, leur revenu étant tributaire de la conjoncture. Toutefois, dans la mesure où cet état est en grand partie un choix, le fait d'être indépendant traduit vraisemblablement aussi une aversion au risque plus faible. Il est donc tout à fait plausible que les indépendants n'aient pas de motif de précaution ou qu'il soit difficile de l'identifier. Les salariés représentent la majorité de l'échantillon, environ 86 % de l'échantillon total. Ce groupe affiche un motif d'épargne de précaution qui est significatif à 1%. Le modèle semble bien décrire le comportement de consommation de cette catégorie de gens, puisque la propension marginale à consommer du revenu permanent est de l'ordre de 0.7 et le R^2 est élevé pour des données en coupe transversale. Le motif d'épargne de précaution est proche de 3%. Les estimations du motif de précaution des retraités montrent que celui-ci n'est pas présent, ce qui semble assez logique dans la mesure où ces personnes seront soumis à moins de risque sur leur revenu que les autres catégories. la propension marginale à consommer du revenu permanent est égale à 0.67.

Les estimations avec le prédicteur du risque de l'ESPA semblent cohérentes avec les résultats obtenus pour le prédicteur de l'ERC 98. Ainsi, le paramètre du risque du revenu n'est pas significatif, même à un seuil de 10% pour les indépendants, mais leur propension marginale à consommer du revenu permanent est plus élevée que pour le prédicteur de la variance de l'ERC98. Par contre, pour les salariés nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle à un seuil de 1%. Les salariés semblent donc avoir un motif d'épargne de précaution et il semblerait que ce dernier soit plus élevé que dans le cas du prédicteur de l'ERC 98 (environ 5%). Rappelons que l'ESPA ne donne pas d'information pour les revenus des retraités et que par conséquent nous n'avons pas pu estimer le modèle pour cette catégorie de ménages.

Tableau 4
Epargne de Précaution selon le statut d'occupation

	Indépendants	Salariés	Rentiers
<i>Epargne de précaution, ERC 98^a</i>			
Revenu disponible	0.598 (3.58)	0.694 (20.66)	0.669 (7.09)
Variance du revenu	14.57 (0.47)	-26.61 (-2.55)	11.26 (0.36)
Elasticité de la consommation	-	-0.037	-
% d'épargne de précaution	-	2.68	-
R^2	0.35	0.581	0.42
$J_{p.v.}$	0.97	0.90	0.57
Nombre d'observations	570	6267	1491
<i>Epargne de précaution, ESPA</i>			
	Indépendants	Salariés	Rentiers
Revenu disponible	0.690 (5.10)	0.666 (18.58)	-
Variance du revenu	-2.84 (-0.36)	-26.79 (-2.66)	-
Elasticité de la consommation	-0.02	-0.046	-
% d'épargne de précaution	2.19	4.84	-
R^2	0.42	0.46	-
$\chi_{p.v.}^2$	0.96	0.10	-
Nombre d'observations	570	6267	-

Note : statistiques z entre parenthèses

a : statistiques z corrigés pour la présence de régresseurs générés

Estimation du motif de précaution chez les salariés selon certaines tranches d'âge

Le tableau 5 présente les estimations de notre modèle pour différentes tranches d'âge chez les salariés. Nous avons utilisé le même ensemble d'instruments que pour les estimations des tableaux 2 et 3. Le modèle estimé avec le prédicteur de la variance du revenu obtenu par l'estimateur de Miles indique que le motif de précaution est présent uniquement chez les personnes âgées entre 30 et 45 ans. Nous avons obtenu un R^2 de 0.43. Bien que le motif de précaution chez les ménages entre 18 et 30 ans ne soit pas significativement différent de zéro, celui-ci est plus fort que pour les autres catégories, toutefois le modèle a un pouvoir prédictif plus faible que pour les autres catégories. Pour les ménages dont le chef est âgé de plus de

45 ans, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'absence de motif d'épargne de précaution et le R^2 est le plus élevé des trois régressions.

L'utilisation du prédicteur obtenu par l'intermédiaire de l'ESPA dans l'estimation de notre modèle indique un motif de précaution significatif à 5% pour les travailleurs âgés de plus de 45 ans. Pour cet échantillon, le modèle semble dans ce cas expliquer le "mieux" les données, puisque le R^2 est de l'ordre de 0.45. Notons que les propensions marginales à consommer du revenu permanent sont légèrement plus élevées lorsque nous utilisons le prédicteur du risque du revenu de l'ESPA. Il ne semble pas y avoir de relation claire entre l'âge et le motif d'épargne de précaution.

Tableau 5
Epargne de Précaution chez les salariés
pour différentes tranches d'âges

	<i>ERC 98^a</i>		
	18-30	30-45	45 et plus
Revenu disponible	0.669 (5.96)	0.663 (14.04)	0.685 (11.84)
Variance du revenu	-118.00 (-1.49)	-24.72 (-2.16)	-16.76 (-0.96)
Elasticité de la variance	-0.09	-0.031	-0.026
% d'épargne de précaution	7.39	2.17	2.01
R^2	0.29	0.43	0.51
$J_{p.v.}$	0.18	0.55	0.68
Nombre d'observations	1308	3174	2146
	<i>ESPA 92-96</i>		
	18-30	30-45	45 et plus
Revenu disponible	0.736 (5.46)	0.625 (14.48)	0.708 (13.04)
Variance du revenu	-29.85 (-1.46)	-18.07 (-1.30)	-40.09 (-1.84)
Elasticité de la variance	-0.04	-0.03	-0.08
% d'épargne de précaution	3.90	3.29	8.45
R^2	0.27	0.42	0.45
χ^2 p-value	0.22	0.18	0.45
Nombre d'observations	1308	3174	2146

Note : statistiques z entre parenthèses

a : statistiques z corrigés pour la présence de régresseurs générés

2.4.3 Comparaison du motif de précaution entre 1990 et 1998

Dans cette section, nous estimons notre modèle d'épargne de précaution avec les données de l'*Enquête sur la consommation 1990, OFS (EC 90)* et comparons les résultats obtenus avec ceux de l'ERC98. Il est intéressant de comparer les paramètres de ce modèle pour ces deux années, puisque l'économie suisse a connu pendant les années nonante une récession importante avec une forte montée du chômage. Le mécanisme d'assurance chômage pendant cette période est devenue plus accommodant. Ainsi le risque du revenu devrait avoir augmenté et d'après notre modèle le motif de précaution devrait être plus fort en 1998 qu'en 1990. Pour 1990, nous avons utilisé les mêmes critères de sélection de l'échantillon que pour l'ERC 1998, mais nous avons dû enlever des observations dont l'éducation n'était pas reportée. En effet, l'EC 90 n'a demandé le degré de formation qu'aux chefs de ménage occupés sur le marché du travail, ce qui exclut les chômeurs, les retraités, les personnes dans le secteur domestique et les personnes en formation. La taille de l'échantillon est de 1298 observations. Afin de rendre les deux échantillons comparables, nous n'avons pris en compte pour 1998 que les personnes qui sont occupées (indépendants et salariés). La taille de l'échantillon qui résulte de cette sélection est de 6837 observations. Nous donnons en annexe (tableau A4) les statistiques descriptives pour l'EC 90 de l'échantillon obtenu avec cette enquête.

Le tableau 6 présente quelques statistiques descriptives sur la consommation et les revenus de l'EC 90 et de l'ERC 98. Si l'on regarde rapidement la distribution du revenu des ménages et de la consommation, nous constatons que la distribution est devenue plus égale en 1998. Le coefficient de variation de la consommation par tête était de 0.67 en 1990 et de 0.56 en 1998, alors que celui du revenu par tête était de 0.67 en 1990 et de 0.58 en 1998. Il semble donc que la diminution des inégalités ait été la même pour le revenu et la consommation. Le revenu disponible par tête a diminué en termes réels de 11.1% sur l'ensemble de la période alors que la consommation par tête a diminué de 6.14 %²⁰. La diminution de ces deux variables provient certainement des échantillons, car selon les statistiques officielles le revenu et la consommation par tête ont stagné durant cette période.

²⁰Cette différence de taux de croissance de la consommation peut s'expliquer par la construction du revenu disponible et des dépenses de consommation dans les deux enquêtes. En effet, les deux enquêtes n'utilisent pas la même méthodologie et il est difficile de dire si cette diminution de la consommation est fiable ou non. Nous avons calculé le coefficient de variation du revenu par tête et de la consommation par tête pour les deux années en question.

Tableau 6
Revenus et consommation entre 1990 et 1998

	1990	1998	Δ en %
Revenu	7075.43 (0.44)	6803 (0.46)	-3.85
Consommation	4716.52 (0.43)	4812.62 (0.65)	2.04
Revenu par tête	3514.65 (0.67)	3124.94 (0.58)	-11.09
Consommation par tête	2348.13 (0.67)	2203.96 (0.56)	-6.14
Nombre d'observations	1298	6837	

coefficient de variation entre parenthèses

Pour cette partie, nous avons utilisé le prédicteur de Miles [11]. En annexe, le tableau A5 donne les résultats de la régression du revenu courant. Le tableau 7 présente les résultats des estimations du modèle d'épargne de précaution avec les données de l'EC 90 et celles de l'ERC 98 pour les salariés et les indépendants. Nous observons que la propension marginale à consommer du revenu permanent a légèrement augmenté entre 1990 et 1998 et que le motif d'épargne de précaution n'est pas statistiquement présent en 1990, alors qu'il l'est en 1998.

Tableau 7
Test du motif d'épargne de Précaution entre 1990 et 1998

	1990	1998
Revenu disponible ($\hat{\rho}$)	0.704 (11.02)	0.711 (17.20)
Variance du revenu ($\hat{\varphi}$)	-35.46 (-1.21)	-26.35 (-2.20)
Elasticité de la variance	-0.041	-0.041
% d'épargne de précaution	3.58	3.07
R^2	0.563	0.417
$J_{p.v.}$	0.56	0.46
Nombre d'observations	1298	6837

statistiques z entre parenthèses

2.5 Conclusions

Le but de ce papier a été de tester si le motif d'épargne de précaution était présent chez les ménages suisses. Selon notre analyse empirique à l'aide des données de l'ERC 98, nous avons trouvé un tel motif pour l'ensemble de la population, mais il n'apparaît pas quantitativement important et constant au sein de la population. Par ailleurs, sa valeur dépend du choix de la mesure du risque et des instruments pour cette variable. Toutefois, il semblerait que le motif d'épargne de précaution soit plus clairement présent chez certaines catégories de la population, notamment chez les salariés entre 30 et 45 ans. Pour cette catégorie de ménages,

un doublement de la variance du revenu impliquerait une diminution de la consommation d'environ 3%. Pour certaines catégories de ménages, tels que les indépendants et les retraités, nous n'avons pas trouvé de motif de précaution. Les indépendants sont certainement soumis à un risque du revenu plus élevés mais sont aussi susceptibles d'être moins adversaires du risque. Les retraités quant à eux font probablement face à un risque du revenu plus faible.

Ce résultat semble confirmer l'idée que l'épargne de précaution existe du fait de marchés incomplets mais est faible car l'Etat social est assez présent en Suisse. Enfin, lorsque nous incluons le risque du revenu, nous constatons que la propension marginale à consommer du revenu permanent a tendance à augmenter. Ce résultat est intéressant puisqu'il semble que le comportement de consommation des Suisses soit mieux approximé par un modèle de revenu permanent augmenté d'un motif de précaution que le modèle d'équivalent certain.

Enfin, nous avons comparé l'estimation de notre modèle pour les années 1990 et 1998, période qui marque le début et la fin de la récession des années nonante. Nous avons trouvé que le motif d'épargne de précaution était présent en 1998, contrairement à 1990. Cette application illustre qu'en période de récession, le risque de revenu peut affecter la consommation de manière significative.

Bibliographie

- [1] Amemiya, Takeshi, "A Note on a Heteroscedastic Model", *Journal of Econometrics* 6 (1977), 365-370.
- [2] Amemiya, Takeshi, "Advanced Econometrics", Harvard University Press, Cambridge, Massachussetts, 1985
- [3] Blundell, Richard, Preston, Ian, "Consumption Inequality and Income Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics* 113, (Mai 1998) : 603-640
- [4] Browning ; Martin, Lusardi, Annamaria, "Household Saving : Micro Theories and Micro Facts", *Journal of Economic Literature* 34 (Décembre 1996) :1797-1855.
- [5] Caballero, Ricardo, "Consumption Puzzles and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics* 25 (1990), 113-136.
- [6] Davidson, Russel, MacKinnon, James G., "Estimation and inference in Econometrics", Oxford, Oxford University Press, 1993.
- [7] Deaton, Angus, "Understanding Consumption", Oxford : Oxford U. Press, 1992.
- [8] Hsiao, Cheng, "Analysis of Panel Data", *Econometric Society Monographs*, Cambridge University Press, Cambridge, 1986
- [9] Kimball, Miles S., "Precautionary Saving in the Small and in the Large", *Econometrica* 58, 1990, 53-73.
- [10] Lusardi, Annamaria, "On the Importance of the Precautionary Saving Motive", *American Economic Review* 88 (mai 1998), 449-453.
- [11] Miles, David, "A Household Level Study of the Determinants of Incomes and Consumption", *The Economic Journal* 107 (janvier 1997), 1-25.
- [12] Skinner, Johnathan, "Risky Income, Life Cycle, Consumption and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics* 22 (1988), 237-255.
- [13] Wooldridge, Jeffrey, "Econometric Analysis of Cross-section and Panel Data", Cambridge, MIT Press, 2002

Chapitre 3

Impôt sur le revenu et offre de travail féminine

3.1 Introduction

L'étude de l'offre de travail - notamment l'estimation des élasticités salaire et revenu - en présence d'une imposition progressive du revenu est importante pour l'évaluation de politiques économiques sur le marché du travail, particulièrement lorsqu'il s'agit de réformes fiscales. En Suisse, l'impôt sur le revenu représente une fraction importante des recettes fiscales de l'Etat (Confédération, cantons et communes confondus) et réduit de façon importante la demande agrégée. En 1999, il représentait environ 15.5% du PIB et un peu plus de la moitié des recettes de l'Etat. La progressivité de l'impôt sur le revenu a potentiellement des effets désincitatifs sur l'offre de travail puisqu'à mesure que le nombre d'heures de travail augmente pour un salaire brut donné, le salaire marginal diminue et engendre une offre de travail inférieure à l'optimum social. L'étude de l'offre de travail des femmes mariées est importante pour toute une série de débats de politiques économiques, car selon la littérature elle semble plus réactive à des changements de politique économique (voir par exemple Blundell et MaCurdy [2] et Salanié [17]). Ceci est valable pour la Suisse aussi bien à la marge extensive (le taux de participation est d'un peu plus de 50%) qu'à la marge intensive (une fraction importante des femmes mariées actives travaille à temps partiel). Ainsi l'accroissement du volume de travail, nécessaire par exemple pour le financement des retraites, peut intervenir par le biais de politiques actives sur cette partie du marché du travail.

Cependant, la plupart des études sur l'offre de travail des femmes mariées (voir Mroz [14] et Gerfin [10] pour la Suisse) supposent que les heures de la femme sont influencées par les heures de travail du mari uniquement au travers d'un effet revenu engendré par le revenu du travail du mari et suppose implicitement que l'offre de travail du mari est séparable de celle de sa femme et de la consommation. Cette hypothèse est peu plausible et la violation de cette hypothèse biaisera l'estimation d'un tel modèle. Par exemple, la présence de coûts fixes au travail invalide cette hypothèse. Par ailleurs, cette hypothèse exclue toute substituabilité ou complémentarité entre l'offre de travail des deux membres du couple. Lorsque nous relâchons cette hypothèse les heures de la femme ne dépendent pas uniquement du revenu du travail du mari mais également du nombre d'heures que celui-ci effectue. Ceci a des conséquences importantes en termes d'imposition optimale sur la consommation et le loisir des couples mariés, puisque nous devons considérer des effets supplémentaires par rapport aux effets

revenus.

Le but de ce chapitre est d'estimer l'offre de travail des femmes mariées suisses en considérant les effets de la taxation progressive du revenu et de tester l'hypothèse de séparabilité faible entre les heures du mari et la consommation et les heures de la femme. Afin de tester cette hypothèse, nous reprenons l'approche des demandes conditionnelles due à Pollak [15] et Browning et Meghir [6] (voir aussi Pollak et Wales [16]). Cette approche nous permet d'obtenir une fonction d'offre de travail conditionnelle à l'offre de travail du conjoint qui est cohérente avec le modèle d'offre de travail unitaire. Nous pouvons ainsi tester si les heures du mari ne sont pas séparables de la consommation et des heures de la femme. Si les préférences sont séparables, le nombre d'heures du conjoint pour un revenu du travail du mari constant ne devrait pas avoir d'impact sur l'offre de travail de la femme. Par contre, si les préférences ne sont pas séparables il est important de conditionner la fonction d'offre de travail de la femme sur les heures du mari sous peine d'estimer un modèle mal spécifié. A notre connaissance, cette question n'a jamais été traitée et nous appliquons cette approche à l'offre de travail des femmes mariées dans le cadre du modèle d'offre de travail unitaire pour la première fois. L'approche des préférences conditionnelles est particulièrement appropriée lorsque le bien sur lequel le conditionnement est effectué est en quantité prédéterminée. Cette hypothèse semble pertinente pour la Suisse où nous observons peu de variation pour les heures des hommes. Dans ce cas, les résultats obtenus avec cette approche sont plus pertinents pour l'évaluation de politiques économiques. Ainsi, nous testons également l'hypothèse d'exogénéité des heures du mari dans l'allocation de l'offre de travail de la femme. Notons enfin que nous pouvons tester si les heures des deux conjoints sont des substituts ou des compléments.

L'intégration dans l'analyse empirique de l'imposition des couples mariés en Suisse est nécessaire pour l'identification de l'offre de travail des femmes mariées. Oublier cet élément dans l'analyse biaiserait l'analyse pour deux raisons. Premièrement, la progressivité de l'impôt entraîne des distorsions sur le marché du travail puisque selon le nombre d'heures de travail que l'individu choisit, le salaire marginal et le revenu non-salarial virtuel auxquels il est confronté ne sont pas constant. Nous devons traiter ces deux variables comme endogènes. Deuxièmement, les autorités fiscales suisses considèrent le ménage comme une entité et impose le revenu du couple dans sa totalité. Chacun des membres est alors confronté au même taux marginal d'imposition et le revenu du travail du mari influence non seulement le revenu non-salarial de la femme mais également son salaire marginal. Ces effets ne sont pas présents dans un monde où l'impôt sur le revenu serait proportionnel.

Blundell et MaCurdy [2] montrent qu'il est important de prendre en compte les aspects de cycle de vie. En effet, les modèles statiques d'offre de travail habituellement estimés utilisent comme mesure du revenu non-salarial la somme des revenus du capital, des transferts et autres revenus exogènes. Le problème de cette mesure est qu'elle ne contient aucune information sur l'épargne des ménages et les estimations de tels modèles ne sont interprétables dans un contexte de cycle de vie uniquement sous des hypothèses restrictives telles qu'une impossibilité de transfert de capital entre les périodes (marchés des capitaux totalement contraints) ou un comportement myope de la part des ménages. Dans un modèle de cycle de vie, il existe non seulement à chaque période un arbitrage entre consommation et loisir, mais il existe aussi des possibilités de substitution intertemporelle entre consommation et loisir qui est reflétée par l'épargne. Nous reprenons l'approche de l'allocation budgétaire en deux étapes due à Gorman (voir également Deaton et Muellbauer [8]) et appliquée par Blundell et Walker [4] dans le cadre de données transversales. Cette approche suppose que les préférences

du ménage sont intertemporellement séparables.

Les résultats montrent que nous ne pouvons pas rejeter les hypothèses de séparabilité faible et d'exogénéité des heures des hommes. Les estimations pour les élasticités salaires et revenus révèlent des effets plus forts que ceux reportés par le survol d'études similaires de Blundell et MaCurdy (op. cit.) et précisent les résultats de Gerfin (op. cit.). Nous montrons également que l'imposition du revenu global du couple a un impact négatif important sur l'offre de travail des femmes mariées.

Dans la section 2, nous présentons le cadre théorique. Nous montrons comment à partir du concept de demande conditionnelle, nous pouvons obtenir une fonction d'offre de travail conditionnelle pour les femmes mariées. Nous utilisons des hypothèses de séparabilité intertemporelle faible de la fonction d'utilité du ménage afin d'appliquer le principe d'allocation budgétaire en deux étapes dans la détermination de l'offre de travail et de l'épargne du ménage. Nous montrons également comment l'analyse change lorsque nous introduisons une imposition progressive du revenu. La section 3 présente la méthodologie économétrique. Nous traitons l'endogénéité du salaire marginal et du revenu virtuel liée à l'imposition progressive du revenu, ainsi que le problème de non-participation d'une partie de l'échantillon des femmes mariées. Nous estimons également pour les couples suisses mariés une fonction de taxation nécessaire à notre analyse économétrique. Dans la section 4, nous donnons une description des données et présentons les résultats empiriques. La section 5 donne quelques éléments de conclusion.

3.2 Cadre théorique

3.2.1 Offre de travail des femmes mariées : modèle unitaire et préférences conditionnelles

Considérons le modèle d'offre de travail unitaire statique et sans impôts suivant

$$\begin{aligned} \max_{c, h_f, h_m} U &= U(c, h_f, h_m) \\ \text{s.c. } c &= w_f h_f + w_m h_m + N, \end{aligned} \quad (3.1)$$

où c représente la consommation, h_f les heures de travail de la femme et h_m celles du mari. Les variables w_f , w_m et N représentent respectivement les taux de salaire de la femme et du mari, et le revenu non-salarial. Le ménage maximise son utilité sous sa contrainte budgétaire. Dans ce modèle, chaque membre du ménage choisit simultanément son nombre d'heures de travail¹. Les conditions de premier ordre sont $-U_{h_f}/U_c = w_f$ et $-U_{h_m}/U_c = w_m$ et permettent d'obtenir les fonctions d'offre de travail marshaliennes $h_f = h_f(w_f, w_m, N)$ et $h_m = h_m(w_f, w_m, N)$.

Mais, nous pouvons aussi obtenir pour la femme une fonction d'offre de travail conditionnelle à l'offre de travail de son conjoint. Nous pouvons réécrire le problème (3.1) pour

¹Blundell et MaCurdy [2] font remarquer que beaucoup de gens ont tendance à interpréter ce modèle comme une situation où les individus choisissent leurs heures de travail pour un salaire fixe avec un seul employeur. En réalité, ce type de modèle peut caractériser des situations où les personnes choisissent leurs heures de travail en sélectionnant différents employeurs offrant différentes possibilités de salaires. La fonction d'offre de travail approxime la relation moyenne pour les préférences des agents entre les heures de travail et la consommation.

une quantité d'heures du mari h_m fixée.

$$\begin{aligned} \max_{c, h_f} U &= U(c, h_f; h_m) \\ \text{s.c. } c &= w_f h_f + w_m h_m + N \end{aligned} \quad (3.2)$$

La condition de premier ordre est équivalente à celle obtenue dans l'approche non-conditionnelle, i.e.

$$-\frac{U_{h_f}(c, h_f; h_m)}{U_c(c, h_f; h_m)} = w_f \quad (3.3)$$

En substituant la contrainte budgétaire dans (3.3), nous obtenons une fonction d'offre de travail conditionnelle aux heures de travail du conjoint

$$h_f = \widehat{h}_f(w_f, w_m h_m + N, h_m) \quad (3.4)$$

D'après l'équation (3.4), l'offre de travail dépend du taux de salaire, de la somme du revenu du travail du conjoint et du revenu non-salarial et des heures du conjoint. La relation entre la fonction d'offre conditionnelle et non-conditionnelle est donnée par (voir Pollak et Wales [16])

$$\begin{aligned} h_f &= \widehat{h}_f(w_f, w_m h_m + N, h_m(w_f, w_m, N)) \\ &= h_f(w_f, w_m, N). \end{aligned}$$

Notons que h_m est séparable de c et h_f^2 si

$$h_f = \widehat{h}_f(w_f, m_f) \quad (3.5)$$

(voir Browning et Meghir [6]). Browning et Meghir, par l'intermédiaire d'un système de demande, testent si l'offre de travail est séparable des dépenses de consommation. Une telle hypothèse a des implications importantes en termes de taxation optimale, puisque si cette dernière hypothèse est violée l'imposition de la consommation aura des répercussions sur la demande de loisir.

Il y a plusieurs avantages à appliquer l'approche des préférences conditionnelles (voir Browning et Meghir [6]). Premièrement, elle est particulièrement appropriée lorsque le bien sur lequel le conditionnement est effectué est en quantité prédéterminée. En d'autres termes - et dans le cas précis qui nous intéresse -, lorsque l'offre de travail du conjoint est rationnée. Deuxièmement, cette approche permet un test simple de séparabilité entre la consommation et l'offre de travail d'un des conjoints de celle de l'autre conjoint. Troisièmement, nous n'avons pas besoin de modéliser explicitement la détermination de cette variable ni de traiter le problème de solution de coin du bien conditionné. Il faut cependant bien comprendre que l'approche conditionnelle n'implique pas que nous traitons le bien conditionné comme exogène. Il s'agit simplement d'une réécriture du modèle unitaire. Il se peut tout à fait que le bien conditionné soit une variable endogène. Ceci peut bien entendu être testé et si cela s'avère être le cas, nous devons recourir à des méthodes de variables instrumentales³.

²La variable h_m est faiblement séparable de c et de h_f , si la fonction d'utilité s'écrit $U(c, h_f, h_m) = U(\phi(c, h_f), h_m)$, où $\phi(\cdot, \cdot)$ est une fonction satisfaisant les propriétés usuelles d'une fonction d'utilité.

³Ce qui suggère également de trouver des instruments pour cette variable.

Il existe cependant un inconvénient à cette approche. Toutes les implications en termes d'évaluation de politiques économiques seront conditionnelles aux heures de travail du conjoint. Ainsi, théoriquement dans un modèle unitaire un changement du salaire horaire aura un impact sur l'offre de travail comme le montre la dérivée (3.6)

$$\frac{dh_f}{dw_f} = \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial w_f} + \left(w_m \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} + \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial h_m} \right) \frac{dh_m}{dw_f}. \quad (3.6)$$

L'approche conditionnelle implique que nous ne pouvons recouvrir que $\partial \hat{h}_f / \partial w_f$ puisque nous ne spécifions pas comment h_m est déterminée. De même une augmentation du salaire horaire du conjoint aura sur l'offre de travail de son partenaire uniquement un effet revenu au travers du revenu salarial de l'autre membre du ménage, i.e.

$$\left. \frac{dh_f}{dw_m} \right|_{h_m} = w_m \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f}. \quad (3.7)$$

Toutefois, l'hypothèse de présence de rationnement des heures de travail fournit une justification aux prédictions données par des changements de politiques économiques obtenus grâce à cette approche. Soit $m_f = w_m h_m + N$ le revenu non-salarial pertinent pour la femme. Nous pouvons donc obtenir les effets marginaux du salaire, des heures du conjoint et du revenu non-salarial respectivement $\partial \hat{h}_f / \partial w_f$, $\partial \hat{h}_f / \partial h_m$ et $\partial \hat{h}_f / \partial m_f$ en régressant h_f sur w_f et m_f tout en conditionnant sur h_m et tester trois hypothèses. Premièrement, si c et h_f sont séparables de h_m . Deuxièmement, si h_f et h_m sont des substituts ou des compléments. Troisièmement si h_m est exogène dans la décision d'offre de travail de la femme, autrement dit si le mari est soumis à un rationnement dans son offre de travail.

3.2.2 Offre de travail des femmes mariées conditionnelles : cycle de vie et imposition progressive du revenu

Soit $U_s(c_s, h_{f,s}, h_{m,s}, Z_s)$ la fonction d'utilité instantanée au temps s , pour $s = t, \dots, T$, où Z_s est un ensemble de variables démographiques. Nous définissons A_s comme les actifs détenus par le ménage à la fin de la période s . Nous définissons $Y_s = w_{f,s} h_{f,s} + w_{m,s} h_{m,s} + r_s A_s + N_s$ comme le revenu brut. Nous supposons que le profil d'imposition progressive du revenu est représenté par la fonction $T_s(Y_s; Z_s, \theta_s)$. Elle dépend du revenu brut, de variables démographiques propre au ménage (nombre d'enfants, etc.) qui détermine le revenu imposable et est un sous-ensemble de Z_s et d'un vecteur de paramètres θ_s qui détermine le degré de progressivité de l'impôt. Ainsi, $Y_s^d \equiv Y_s - T_s(Y_s, E_s; \theta_s)$ est défini comme le revenu disponible du ménage. Nous supposons que la fonction d'utilité intertemporelle du ménage est faiblement séparable dans le temps. Le ménage maximise l'espérance de son utilité sous sa contrainte budgétaire intertemporelle. Ainsi, le programme d'optimisation est défini par

$$\begin{aligned} V_t(A_t) &= \max_{\{c_s, h_{f,s}, h_{m,s}\}_{s=t}^T} E_t [\mathcal{U}(U_t(c_t, h_{f,t}, h_{m,t}; Z_t), \dots, U_t(c_t, h_{f,t}, h_{m,t}; Z_t))] \quad (3.8) \\ \text{s.c. } A_{t+1} &= (1 + r_t) [A_t + Y_t^d - c_t] \\ A_{T+1} &= 0 \\ A_{t-1} &\text{ donné} \end{aligned}$$

Des conditions de premier ordre du problème (3.8), nous obtenons l'équation d'Euler (3.9). Cette équation montre que le ménage lissera l'utilité marginale de la consommation dans le temps⁴ avec un facteur d'escompte qui dépend du taux marginal de taxation dans les périodes futures du cycle de vie et du taux d'intérêt⁵

$$\mathcal{U}_{U_t} \frac{\partial U_{c,t}}{\partial c_t} = E_t \left[(1 + r_t) (1 - T_{Y,t}) \mathcal{U}_{U_{t+1}} \frac{\partial U_{c,t+1}}{\partial c_{t+1}} \right] \quad (3.9)$$

L'hypothèse de séparabilité intertemporelle faible des préférences nous permet d'appliquer le principe d'allocation budgétaire en deux étapes (voir Blundell et MaCurdy [2], et Blundell et Walker [4]). Sous cette hypothèse, les taux marginaux de substitution entre le loisir et la consommation de chaque membre sont égaux à leur salaire marginal respectif à chaque période, c'est-à-dire

$$-\frac{U_{h_f,t}}{U_{c,t}} = w_{f,t} (1 - T_{Y,t}) \quad (3.10)$$

$$-\frac{U_{h_m,t}}{U_{c,t}} = w_{m,t} (1 - T_{Y,t}) \quad (3.11)$$

Comme les deux conditions de premier ordre (3.10) et (3.11) ne dépendent pas de valeurs futures, nous pouvons traiter le problème en deux étapes. Dans une première étape, le ménage alloue son revenu total⁶ sur tout le cycle de vie étant donné les profils sur le cycle de vie des salaires horaires, des caractéristiques démographiques, du revenu non salarial et du profil d'imposition du revenu. Une fois la richesse allouée, la deuxième étape consiste à résoudre à chaque période le problème d'optimisation statique pour une allocation de la richesse totale donnée. Ceci a deux implications. Premièrement, l'épargne résume toute l'information passée, présente et futur sur l'allocation des ressources au cours du cycle de vie. Ainsi ce modèle est compatible avec la présence de contraintes de liquidité (voir Arrellano et Meghir [1]), puisque le cas échéant la mesure de l'épargne incorpore également cette information. Deuxièmement, dans la seconde étape du processus d'allocation, la mesure du revenu non-salarial doit contenir l'information sur l'épargne du ménage. Selon Blundell et Macurdy [2], la résolution de ce problème peut être réalisée en inversant l'ordre des deux étapes du processus. D'abord le ménage maximise son utilité pour chaque période pour un revenu total donné avec toute l'information disponible à la période présente. Nous pouvons ainsi obtenir une fonction d'utilité indirecte en fonction des différents taux de salaire et du revenu total et la substituer dans la fonction d'utilité intertemporelle. Enfin, nous pouvons maximiser cette fonction d'utilité par rapport au revenu total de chaque période. La résolution du programme (3.8) donne une solution pour la richesse optimale au temps t qui est définie par la fonction (3.12)

⁴Le multiplicateur de Lagrange dynamique de ce problème s'interprète comme l'utilité marginale de la richesse. En réalité, le multiplicateur de la Lagrange de ce problème suit une équation aux différences finies du premier ordre et les agents lissent l'utilité marginale de la richesse sur le cycle de vie. Ainsi, comme l'utilité marginale de la consommation est égale au multiplicateur de Lagrange, nous pouvons bien interpréter la condition de premier ordre comme un lissage de l'utilité marginale de la consommation.

⁵Dans le cas où les préférences sont additivement séparables dans le temps et sont escomptées à chaque période par un facteur d'escompte β , le terme $\mathcal{U}_{U_t} = \beta^t$. Si de plus, la fonction d'utilité instantanée est la même à chaque période, nous retrouvons l'équation d'Euler habituelle.

⁶"Full income" en anglais

$$A_t^* = \widehat{\phi}(\mathbf{w}_f, \mathbf{w}_m, \mathbf{N}, \mathbf{Z}, \mathbf{r}, A_{t-1}, \Theta), \quad (3.12)$$

où $\mathbf{w}_f = E_t(w_{ft}, \dots, w_{fT})$, $\mathbf{w}_m = E_t(w_{mt}, \dots, w_{mT})$, $r = E_t(r_t, \dots, r_T)$, $\mathbf{N} = E_t(N_t, \dots, N_T)$, et $\mathbf{Z} = E_t(Z_t, \dots, Z_T)$. La matrice $\Theta = (\theta_t, \dots, \theta_T)$ est l'ensemble des vecteur de paramètres de la fonction de taxation $T(\cdot; \cdot)$.

Une fois la richesse allouée sur le cycle de vie, nous obtenons les valeurs optimales A_s^* pour $s = t, \dots, T$. L'épargne du ménage à la période t est définie comme $s_t \equiv \Delta A_t^* = A_t^* - A_{t-1}^*$. Dans la deuxième étape du processus d'allocation, le programme d'optimisation conditionnel de la femme s'écrit

$$\begin{aligned} \max_{c, h_f} U &= U(c, h_f; h_m, Z) \\ \text{s.t. } c &= Y^d - s \end{aligned} \quad (3.13)$$

où nous omettons l'indice t pour ne pas alourdir la notation. D'après la contrainte budgétaire, la consommation est égale à la somme des revenus bruts diminuée des impôts et de l'épargne. Nous pouvons trouver une fonction d'offre de travail conditionnelle aux heures de travail du conjoint par la résolution du problème (3.14)

$$\max_{h_f} U(Y^d - s, h_f; h_m, Z). \quad (3.14)$$

Soit $t = T_Y(Y; Z, \theta)$ le taux marginal de taxation, $\widehat{w}_f = w_f(1 - t)$ est le salaire marginal de la femme. La condition d'optimalité de ce problème est

$$-\frac{U_{h_f}(c, h_f; h_m, Z)}{U_c(c, h_f; h_m, Z)} = \widehat{w}_f \quad (3.15)$$

Nous pouvons décomposer la contrainte budgétaire comme

$$c = \widehat{w}_f h_f + m_f \quad (3.16)$$

où $m_f = tw_f h_f + w_m h_m + rA^* + N - T(Y; Z, \theta) - s$ est le revenu non-salarial virtuel de la femme. D'après la contrainte budgétaire (3.16), nous pouvons, directement observer m_f puisque cette quantité est égale à la différence entre les dépenses de consommation et le salaire marginal multiplié par le nombre d'heures de travail. Le revenu virtuel m_f correspond à l'ordonnée à l'origine de la dérivée de la fonction d'utilité à l'optimum de l'offre de travail de la femme comme nous pouvons le voir sur la figure 3.1. La fonction d'offre de travail conditionnelle aux heures de travail du conjoint (3.17) résulte de la maximisation de l'utilité sous une contrainte budgétaire où le revenu non-salarial est m_f et le prix du loisir \widehat{w}_f .

$$h_f = \widehat{h}_f(\widehat{w}_f, m_f, h_m, Z) \quad (3.17)$$

Ces deux dernières variables sont endogènes puisqu'elles dépendent du nombre d'heures de travail des deux membres du couple, du revenu du travail du conjoint du revenu non salarial, du montant d'impôt sur le revenu payé par le ménage et de l'épargne.

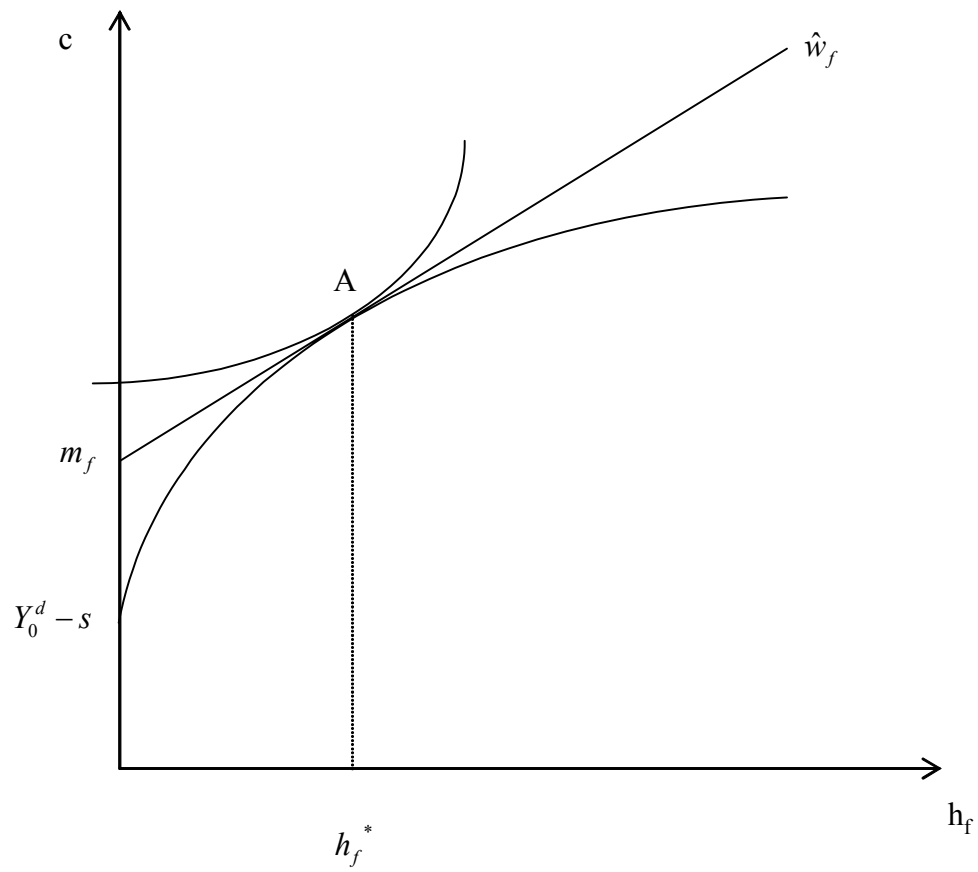


FIG. 3.1 – L'optimum de l'offre de travail conditionnelle

3.2.3 Statique comparative de l'offre de travail avec taxation progressive

Si nous supposons que $T(Y; Z, \theta)$ est une fonction croissante et strictement convexe dans Y , l'ensemble budgétaire de la femme est un ensemble convexe, comme nous pouvons le voir sur la figure 3.1. Une augmentation du salaire horaire brut augmente l'ensemble de possibilités entre consommation et loisir de la femme et se traduit par un déplacement de la contrainte budgétaire tel que décrit sur la figure 3.2. Ceci aura pour conséquence de modifier à la fois le salaire marginal mais aussi la valeur du revenu virtuel. Une augmentation du salaire horaire entraîne un effet revenu sur l'offre de travail, par l'intermédiaire de la progressivité de l'impôt, qui peut conduire à une hausse ou à une baisse de l'offre de travail. La taxation progressive du revenu peut avoir des effets désincitatifs sur l'offre de travail. Nous avons mentionné dans la section précédente que l'allocation de richesse actuelle (et donc l'épargne) dépend de la distribution des salaires sur le cycle de vie. Théoriquement, une augmentation du salaire horaire de la femme et de l'homme aura non seulement un impact sur l'offre de travail mais aussi sur l'épargne et cet effet sera différent selon que l'augmentation de salaire sera temporaire ou permanente. Si nous supposons que les heures du conjoint sont exogènes et que l'épargne change peu suite à une augmentation du salaire horaire des femmes, nous pouvons dériver des élasticités de l'offre de travail qui sont estimables grâce à notre approche d'offre de travail conditionnelle. L'hypothèse d'exogénéité peut se justifier par la présence de rationnement et peut être testée. Si les gens ont un horizon de temps suffisamment long, nous pouvons justifier que leur épargne restera constante. Ainsi les effets marginaux sur l'offre de travail des différentes variables exogènes du modèle estimés en supposant que l'effet sur l'épargne et sur les heures des hommes est nul trouvent une certaine pertinence. Sur la figure 3.2, une augmentation du salaire à revenu du travail du conjoint et épargne constants entraîne un déplacement de la contrainte budgétaire vers le haut. Ainsi le salaire marginal est plus grand ou égal en tout point par rapport à la courbe initiale. Ce déplacement implique un changement dans la valeur du revenu virtuel non-salarial m_f . Mathématiquement, nous aurons

$$\left. \frac{dh_f}{d\hat{w}_f} \right|_{h_m, s} = \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} + \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} \cdot \left. \frac{dm_f}{d\hat{w}_f} \right|_{h_m, s}$$

Après "quelques" manipulations algébriques, nous obtenons la dérivée de la fonction d'offre de travail féminine conditionnelle par rapport au salaire brut de la femme.

$$\left. \frac{dh_f}{dw_f} \right|_{h_m, s} = \frac{1}{D_f} \left[\frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} (1 - T_Y - w_f h_f T_{YY}) + \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} (2T_Y - w_f h_f T_{YY}) h_f \right] \quad (3.18)$$

où $D_f = 1 + T_{YY} w_f^2 \left(\frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} - \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} h_f \right)$. Dans un modèle sans taxation, l'offre de travail est égale à

$$h_f = \hat{h}_f(w_f, w_m h_m + rA^* + N - s, h_m, Z)$$

et la dérivée de l'offre de travail est égale à

$$\left. \frac{dh_f}{dw_f} \right|_{h_m, s} = \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial w_f}$$

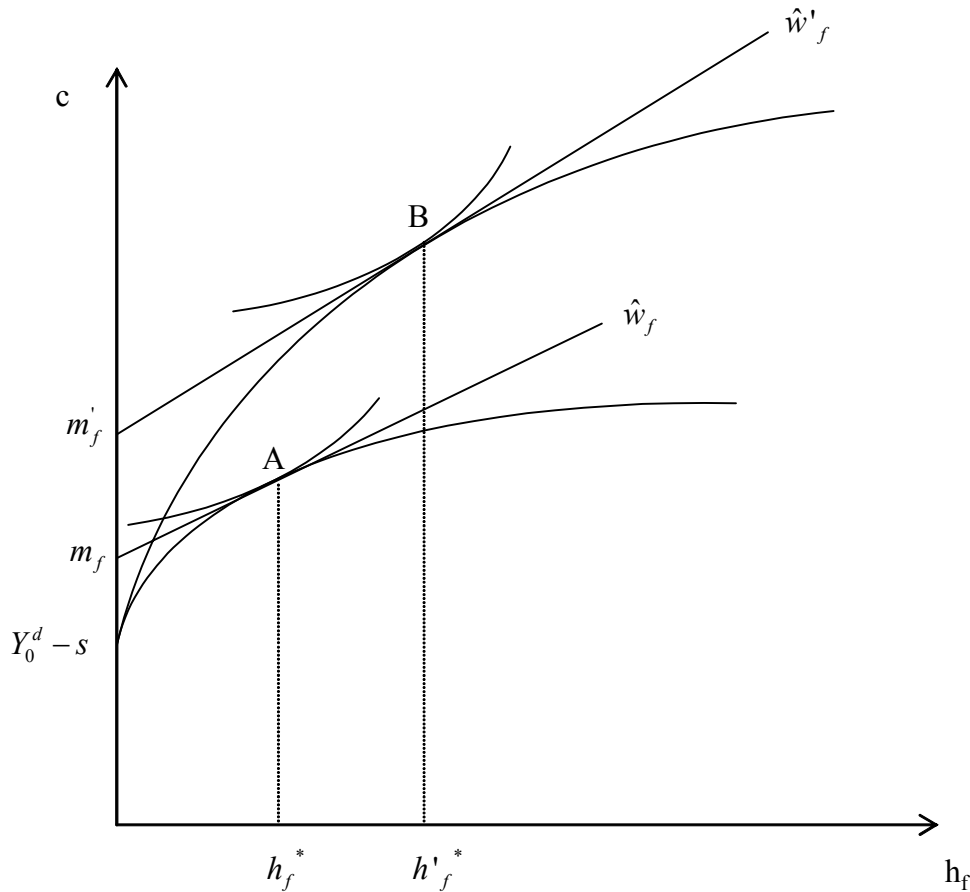


FIG. 3.2 – Effet d’une variation du salaire horaire

Par rapport au modèle sans taxation, notre modèle fait apparaître un effet multiplicateur, à travers le terme $1/D_f$ qui tient compte de l’endogénéité de h_f due à la taxation progressive du revenu et de l’agrégation du revenu des deux époux dans le processus de taxation. L’effet salaire est quant à lui corrigé par un facteur tenant compte de la progressivité de l’impôt. Enfin, nous voyons apparaître un effet de dotation qui dépend du taux marginal de taxation et du revenu brut du travail et des heures de la femme.

Un autre cas intéressant dans le contexte de l’imposition des couples suisses mariés est l’effet sur l’offre de travail féminine d’une variation du taux de salaire du mari. L’agrégation des revenus des deux époux dans la détermination du revenu imposable implique que les deux époux subissent le même taux marginal. Ceci peut avoir potentiellement de forts effets désincitatifs pour les femmes. Par ailleurs un certain rationnement ou même un manque de flexibilité des heures des hommes entraîne des distorsions sur l’allocation des heures de travail du ménage. Si le mari a un salaire horaire élevé et est obligé de travailler à plein-temps, ceci implique un taux marginal d’imposition élevé qui peut être largement désincitatif pour la femme voire même l’empêcher d’entrer sur le marché du travail. Cette dérivée est donnée par l’expression suivante :

$$\left. \frac{dh_f}{dw_m} \right|_{h_m, s} = \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} \frac{d\hat{w}_f}{dw_m} + \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} \frac{dm_f}{dw_m}.$$

Deux effets entrent en jeu. Premièrement, une augmentation du revenu du mari à cause de la taxation conjointe du revenu du couple entraîne une augmentation du taux marginal de taxation. Le signe de cet effet sur l'offre de travail dépendra de la position de la femme sur sa courbe d'offre de travail. Si l'effet de substitution domine l'effet revenu, une augmentation du salaire du mari diminuera l'offre de travail de la femme car le loisir sera moins coûteux. Deuxièmement, une variation du salaire du mari agit comme un changement du revenu non-salarial de la femme au travers du revenu virtuel. A cause de la progressivité de l'impôt, ce dernier subira un changement non-linéaire. Si le loisir est un bien normal, la femme réduira son offre de travail à mesure que le revenu du mari augmente. Sous l'hypothèse que l'élasticité non-compensée des heures de la femme par rapport à son salaire est positive, la conjugaison de ces deux effets aura un impact négatif sur l'offre de travail féminine.

Afin de déterminer les effets sur l'offre de travail de variations des variables du modèle, nous devons spécifier une forme fonctionnelle pour $T(Y; Z, \theta)$. Nous montrons dans l'analyse économétrique quelle forme fonctionnelle nous choisissons. Ici, $T(Y; Z, \theta)$ est supposée croissante et convexe dans Y , i.e. $T_Y > 0$ et $T_{YY} > 0$. Par ailleurs, nous supposons que $T_Z < 0$, $T_{ZZ} = 0$ et $T_{YZ} < 0$. Nous dérivons en annexe explicitement les dérivées de la fonction d'offre de travail par rapport à un changement des variables exogènes du modèle.

3.2.4 Non-participation et solution de coin

En Suisse, près de la moitié des femmes sont dans le secteur domestique. Il convient donc d'incorporer ce phénomène dans notre modèle économétrique. Dans notre modèle théorique, nous pouvons aisément incorporer ce choix puisqu'il s'agit d'une solution de coin. La femme décide de rester en dehors du marché du travail lorsque l'utilité qu'elle retire de la non-participation est plus grande que l'utilité qu'elle retire lorsqu'elle travaille. Le point important, et qui diffère par rapport à une analyse sans taxation, est que le salaire marginal du mari, et donc le taux marginal de taxation du ménage, influencera la décision de participer de la femme. La figure 3.3 illustre ce cas. Nous définissons \hat{w}_f^0 comme le salaire marginal auquel la femme est confrontée lorsqu'elle ne travaille pas et \hat{w}_f^R comme le salaire de réserve. Le salaire de réserve est le salaire qui rend la femme indifférente entre travailler et ne pas travailler est égal à la pente de la courbe d'indifférence pour un nombre d'heures de travail de la femme nul. La femme décide de travailler lorsque son salaire de réserve est supérieur à son salaire marginal évalué à zéro heures. Cette variable dépend du revenu net du mari et satisfait la condition (3.19)

$$-\frac{U_{h_f}(Y_0^d, 0, h_m, Z)}{U_c(Y_0^d, 0, h_m, Z)} = \hat{w}_f^R \quad (3.19)$$

où Y_0^d est le revenu net du ménage lorsque la femme ne travaille pas. Formellement, le salaire de réserve est \hat{w}_f tel que $\hat{h}_f = 0$. Nous pouvons écrire le salaire de réserve comme $\hat{w}_f^R = g_f(h_m, Y_0^d - s, Z)$. Le salaire marginal \hat{w}_f^0 dépend quant à lui du taux marginal de taxation auquel est confronté le mari et du salaire brut qui lui serait offert sur le marché du travail. La femme décide d'aller sur le marché du travail si la condition (3.20) est satisfaite

$$\hat{w}_f^0 > g_f(h_m, Y_0^d - s, Z). \quad (3.20)$$

Notons qu'une augmentation du salaire du mari rendra plus probable la non-participation de la femme, puisqu'elle tendra à augmenter le salaire de réserve au travers du revenu non-

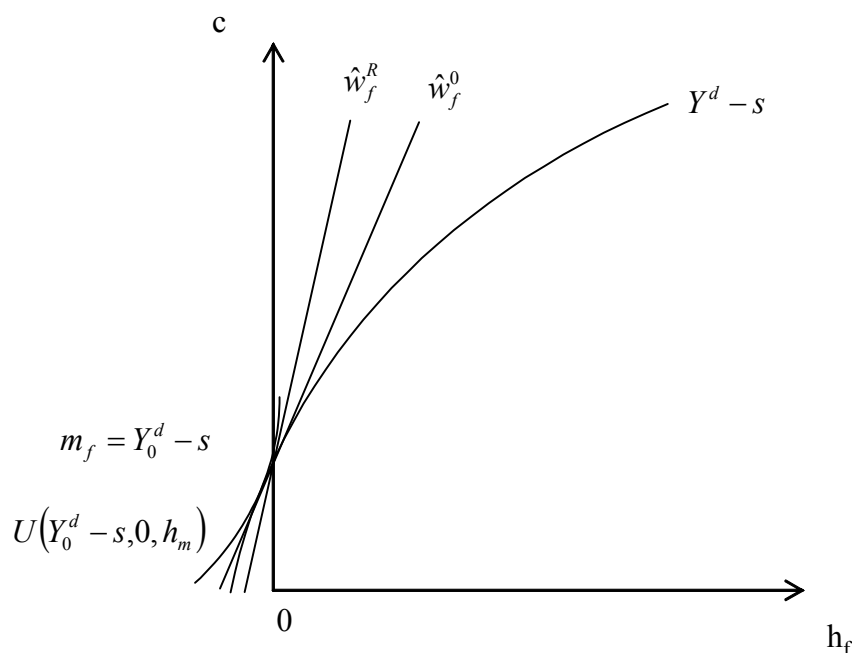


FIG. 3.3 – Solution de coin

salarial et diminuera le salaire marginal offert de la femme par l'augmentation du taux marginal de taxation du ménage.

3.3 Méthodologie économétrique

3.3.1 Mécanisme d'auto-sélection, endogénéité des régresseurs et estimateur en deux étapes de Heckman

Comme nous l'avons mentionné dans la section 2.4, le salaire marginal de la femme et le revenu non-salarial virtuel sont, à cause de la progressivité de l'impôt sur le revenu, des fonctions du nombre d'heures de travail des deux membres du couple, du revenu du travail du conjoint et du revenu non-salarial. Il convient donc d'instrumenter ces deux variables lors de l'estimation afin de tenir compte du problème d'endogénéité lié à la progressivité de l'impôt sur le revenu. Ceci est aussi valable pour l'offre de travail du mari.

Près de la moitié des femmes mariées suisses se trouvent dans le secteur domestique. Ainsi les heures de travail et le salaire marginal sont deux variables qui ne sont pas observées pour les femmes qui ne participent pas au marché du travail. Nous supposons que la femme choisit de travailler si son salaire marginal est supérieur à son salaire de réserve. Comme le salaire de réserve est le salaire qui égalise les heures de travail à zéro, ce dernier dépendra de m_f et donc du revenu brut du mari ainsi que de ses heures de travail et du revenu non-salarial du ménage. Le modèle s'écrit

$$\begin{aligned}
h_{f,i} &= \max \left[0, \widehat{h}_{f,i}^* (\widehat{w}_{f,i}^*, m_{f,i}, h_{m,i}, Z_i) + u_{h_{f,i}} \right] \\
\widehat{w}_{f,i} &= \begin{cases} \widehat{w}_{f,i}^* & \text{si } h_{f,i} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}
\end{aligned} \tag{3.21}$$

Notons que $\widehat{h}_{f,i}^*$ et $\widehat{w}_{f,i}^*$ sont deux variables latentes. Le modèle ci-dessus correspond à la formulation d'un modèle Tobit généralisé. Cependant, cette formulation diffère de la formulation traditionnelle, puisque $\widehat{w}_{f,i}^*$ et $m_{f,i}$ sont deux variables endogènes puisqu'elles dépendent du choix des heures des hommes et des femmes au travers de la progressivité de l'impôt sur le revenu. De même, le salaire de réserve dépend du profil de taxation, puisqu'il dépend du revenu net du conjoint. Le terme $u_{h_{f,i}}$ est une perturbation d'espérance nulle et qui peut s'interpréter comme une mesure spécifique et inobservée des préférences individuelles pour le travail. L'estimation de ce modèle par le maximum de vraisemblance en information complète est difficile à implémenter et nous recourons à des méthodes en information limitée. Nous utilisons l'estimateur en deux étapes de Heckman à notre modèle. Cet estimateur consiste à estimer de façon convergente l'espérance de h_f en considérant le sous-échantillon de femmes qui travaillent.

Selon la forme fonctionnelle spécifiée, nous ne pouvons pas trouver de solution analytique pour le salaire de réserve. Nous supposons que nous pouvons résumer le mécanisme de sélection par le modèle dichotomique suivant. Soit $d_{f,i}$ une variable muette qui prend la valeur 1 si la femme travaille et 0 sinon.

$$d_{f,i} = \begin{cases} 1 & \text{si } S_{f,i} = W_{f,i} s_f + u_{S_{f,i}} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \tag{3.22}$$

Mroz [14] interprète la variable $S_{f,i}$ comme une mesure de la différence entre l'utilité de travailler et l'utilité de réserve. Théoriquement cette variable dépendra du salaire marginal offert évalué à zéro heure et du salaire de réserve. Pour les femmes qui ne travaillent pas le salaire offert n'est pas observé et nous supposons que ses déterminants nous sont connus. Théoriquement, cette variable dépendra de caractéristiques démographiques et du taux marginal d'imposition évalué à zéro heure. Le salaire de réserve quant à lui dépend des heures de travail du conjoint, du revenu non-salarial net (corrigé par l'épargne) évalué à zéro heure, du nombre d'enfants et de caractéristiques démographiques. Comme nous le verrons dans la partie empirique de ce chapitre, $W_{f,i} s_f$ est une forme réduite de la décision de participation que nous avons présentée dans la partie théorique. La perturbation $u_{S_{f,i}}$ est supposée d'espérance nulle. Par ailleurs, nous supposons que u_{h_f} et u_{S_f} suivent la loi normale bivariée (3.23).

$$(u_{h_f}, u_{S_f}) \rightsquigarrow N(0, 0, \sigma_{h_f}, \sigma_{S_f}, \rho). \tag{3.23}$$

La probabilité de participation est égale à

$$P(h_{f,i} > 0) = P(d_{f,i} = 1)$$

L'espérance de \widehat{h}_f^* étant donné que nous sélectionnons l'échantillon des femmes qui travaillent est égale à.

$$E \left[\widehat{h}_{f,i}^* \mid d_{f,i} = 1 \right] = \widehat{h}_{f,i} \left(\widehat{w}_{f,i}^*, m_{f,i}, h_{m,i}, Z_i \right) + E \left[u_{h_{f,i}} \mid d_{f,i} = 1 \right]. \quad (3.24)$$

Soit $W_{f,i}\eta_f \equiv W_{f,i}s_f/\sigma_{S_f}$, l'espérance de $u_{h_{f,i}}$ étant donné que la femme participe au marché du travail est égale à

$$E \left[u_{h_{f,i}} \mid d_{f,i} = 1 \right] = E \left[u_{h_{f,i}} \mid W_{f,i}s_f > 0 \right] = \rho \lambda \left(W_{f,i}\eta_f \right). \quad (3.25)$$

où $\phi(\cdot)$ est la distribution normale standardisée, $\Phi(\cdot)$ sa fonction de répartition et $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ l'inverse du ratio de vraisemblance. Un estimateur convergent de ce modèle consiste à remplacer $\lambda(W_{f,i}\eta_f)$ par l'estimateur convergent $\lambda(W_{f,i}\widetilde{\eta}_f)$, où $\widetilde{\eta}_f$ est l'estimateur du maximum de vraisemblance du probit associé sur les déterminants du salaire, le taux marginal de taxation à zéro heures et sur les déterminants du salaire de réservation. Nous pouvons ensuite utiliser un estimateur de variables instrumentales lors de l'estimation de la fonction d'offre de travail afin de tenir compte de l'endogénéité de $\widehat{w}_{f,i}^*$ et $m_{f,i}$. Soit H la matrice d'instruments disponibles pour ce modèle, afin d'obtenir un estimateur convergent des paramètres du modèle la condition suivante doit être satisfaite

$$E \left[u_{h_f} \mid H \right] = 0.$$

Nous utilisons comme instrument le nombre d'années d'éducation et d'expérience de la femme, le revenu brut du travail du mari, ainsi que des variables caractérisant le statut professionnel de chaque membre du couple. Ces variables devraient être indépendantes de l'effet individuel u_{h_f} qui peut s'interpréter comme le préférence individuelle de chaque femme mariée pour le loisir. En particulier, le nombre d'années d'expérience et le nombre d'années d'éducation de la femme devraient être corrélés avec le salaire horaire brut mais non-corrélés avec le terme d'erreur. Sous l'hypothèse nulle que le nombre d'heures de travail du mari sont exogènes pour sa femme, le revenu brut du mari devrait être corrélé positivement avec le revenu virtuel et négativement avec le taux marginal de taxation du ménage et non-corrélé avec le terme d'erreur. Outre les instruments pour le salaire marginal et le revenu virtuel, nous incluons l'estimation de l'inverse du ratio de vraisemblance dans la matrice d'instruments. Nous corrigeons la matrice de variance covariance afin de tenir compte de l'utilisation de régresseurs estimés (voir Wooldridge [19] et l'annexe pour la dérivation de cette matrice).

3.3.2 Formes fonctionnelles

Afin de pouvoir estimer le modèle et d'y donner plus de structure, notamment en ce qui concerne les déterminants de la participation au marché du travail, et de calculer les élasticités salaire et revenu de l'offre de travail, nous avons choisi les formes fonctionnelles suivantes :

$$\widehat{h}_f = \alpha \ln \widehat{w}_f + \beta m_f + \delta h_m + Z\gamma + u_{h_f} \quad (3.26)$$

$$\widehat{h}_f = \alpha \ln \widehat{w}_f + \beta (m_f/\widehat{w}_f) + \delta h_m + Z\gamma + u_{h_f} \quad (3.27)$$

Pour le modèle semi-logarithmique (3.26) $\partial \widehat{h}_f / \partial h_m = \delta$, $\partial \widehat{h}_f / \partial \widehat{w}_f = \alpha / \widehat{w}_f$ et $\partial \widehat{h}_f / \partial m_f = \beta$. Pour le modèle semi-logarithmique généralisé (3.27) $\partial \widehat{h}_f / \partial \widehat{w}_f = \widehat{w}_f^{-1} (\alpha - \beta (m_f/\widehat{w}_f))$ et $\partial \widehat{h}_f / \partial m_f = \beta / \widehat{w}_f$. La spécification (3.26) autorise une non-linéarité de l'effet du salaire, puisque l'élasticité du salaire décline avec le nombre d'heures de travail, mais son

signe est toujours positif quel que soit le nombre d'heures de travail et elle reste linéaire dans le revenu hors travail. Le paramètre α peut s'interpréter comme une semi-élasticité. La spécification (3.27) permet un changement de signe de l'élasticité du salaire lorsque m_f est réduit, mais reste également linéaire dans cette dernière variable. Ces deux spécifications sont linéaires dans le revenu, ce qui implique des préférences quasi-homothétiques.⁷ On trouvera plus de détails sur ces formes fonctionnelles dans Stern [18] et Blundell et MaCurdy [2].

Grâce à ces deux spécifications, nous pouvons tester si h_m est séparable de h_f et c , si les heures des deux conjoints sont des compléments ou des substituts. Notons que l'approche conditionnelle n'impose pas de formes fonctionnelles particulières pour le bien conditionné. L'hypothèse de linéarité est supposée pour des raisons de commodité. Elles sont aussi commodes puisqu'elle permettent de modéliser le logarithme du salaire marginal comme une équation linéaire du salaire brut et du taux marginal d'imposition. Nous supposons que le logarithme du salaire brut offert est déterminé par l'équation $\ln w_f = D_f \theta_f + u_{w_f}$, où D_f est un ensemble d'instruments pour le salaire horaire brut. Le salaire marginal se décompose de la façon suivante

$$\ln \widehat{w}_f^* = \ln w_f + \ln(1 - t) = D_f \theta_f + \ln(1 - t) + u_{w_f} \quad (3.28)$$

3.3.3 Fonction de taxation

Afin d'estimer notre modèle économétrique, nous devons approximer la fonction $T(Y, E)$. Nous montrons en annexe comment nous estimons une telle fonction dans le contexte des données fiscales suisses. En Suisse, les impôts sur le revenu sont prélevés au niveau communal, cantonal et au niveau de la Confédération et les profils de taxation varient d'un canton à l'autre. Considérons d'abord l'impôt fédéral direct. L'Office fédéral de la Statistique fournit des données sur l'impôt fédéral selon différents niveaux de revenu et ceci pour les couples mariés sans enfants et avec deux enfants. L'OFS fournit le même type d'information pour les 26 différents cantons. Pour nos estimations, il était important de considérer une forme fonctionnelle où le taux moyen de taxation est une fonction non-décroissante du revenu afin d'assurer progressivité de l'impôt. Nous avons choisi une forme logistique généralisée de la forme suivante

$$\begin{aligned} \tau(Y) &\equiv \frac{T(Y)}{Y} = t_o + \frac{(t_1 - t_o)}{1 + e^{-(\alpha + \beta(Y))}}, \text{ avec } \alpha, \beta > 0 \\ \tau'(\cdot) &> 0 \text{ et } \tau''(\cdot) > 0 \text{ si } Y > \bar{Y} \end{aligned}$$

où τ est le taux moyen de taxation, \bar{Y} est le montant à partir duquel l'imposition commence et Y le revenu brut du ménage. Afin de tenir compte des déductions possibles dues à la présence d'enfants dans la famille, nous estimons la fonction $\tau(Y - E\delta) = T(Y, E)/(Y - E\delta)$, où E est le nombre d'enfants présents dans le ménage et δ un paramètre à estimer. La fonction doit satisfaire les dérivées suivantes $T_Y > 0$, $T_{YY} > 0$, $T_E < 0$, $T_{EE} > 0$ et $T_{YE} < 0$.

⁷L'équation de Slutsky dans le cas semi-logarithmique est satisfaite si $\alpha > \beta \widehat{w}h$ et dans le cas semi-logarithmique généralisé si $\alpha > \beta (\frac{m}{w} - 1)$.

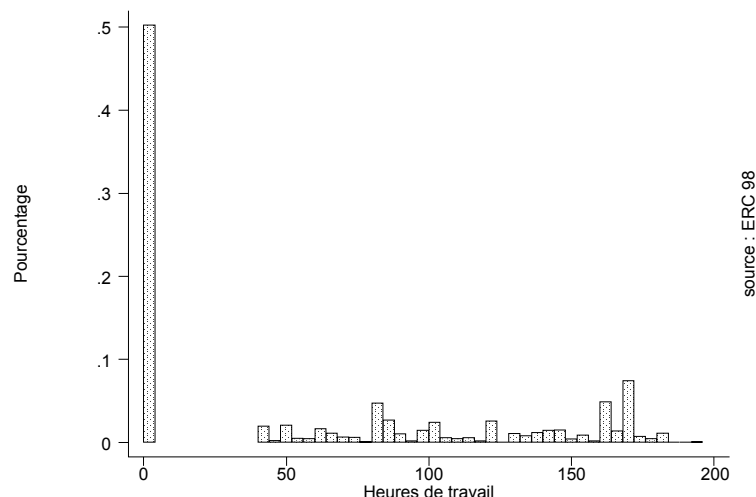


FIG. 3.4 – Distribution des heures de travail des femmes mariées

3.4 Analyse empirique

3.4.1 Description des données

Notre analyse empirique utilise les données suisses d'enquêtes de ménages de l'*Enquête sur les Revenus et la Consommation 1998* (ERC 98). Cette enquête fournit des informations détaillées sur les dépenses de consommation et les revenus des ménages suisses ainsi que sur leurs caractéristiques démographiques, notamment sur l'offre de travail, la formation et l'éducation, le statut d'activité, la composition familiale. En particulier, cette enquête fournit les heures de travail effectuées par chaque membre du ménage. Afin de calculer le salaire horaire brut de chaque individu, nous devons connaître le revenu salarial et le nombre d'heures de travail de chaque individu. Dans l'ERC 98, les heures sont connues au niveau individuel, alors que parmi les différentes composantes du revenu, seule l'information sur le revenu provenant d'une activité salariée *dépendante* est récoltée au niveau individuel. Nous avons donc dû enlever de notre échantillon les personnes qui ont un statut d'indépendant, de retraité ou de chômeur. Nous avons sélectionné un échantillon de couples mariés en âge de travailler dont les membres ont un statut de salarié ou sont dans le secteur domestique. Nous nous sommes limités aux ménages dont le salaire horaire brut était compris entre 10 et 150 francs suisses. En définitive, nous avons obtenu un échantillon de 2136 couples. La figure 3.4 montre la distribution des heures de travail des femmes pour l'échantillon considéré, alors que la figure 3.5 illustre celle des hommes. Un peu plus de 49% des femmes sont en dehors de la force de travail et environ 30 % d'entre elles travaillent à temps complet (40 heures par semaine). Il semblerait que le choix d'heures typique pour le temps partiel se trouve autour de 20 heures par semaine. Pour les hommes, malgré une certaine variation dans les heures de travail, nous avons une très forte concentration autour de 160 heures par mois (entre 39 et 45 heures par semaine). Par ailleurs uniquement 1% des hommes travaillent dans le secteur non-marchand.

La consommation est définie comme la somme des dépenses mensuelles pour les groupes de biens non-durables, tel que l'alimentation, le tabac et l'alcool, l'habillement, le logement,

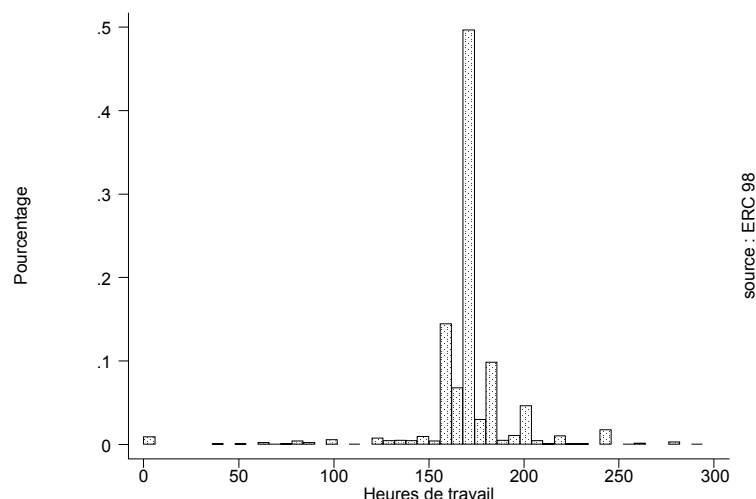


FIG. 3.5 – Distribution des heures de travail des hommes mariées

les meubles, les transports, les communications, les loisirs et l'éducation. Les dépenses pour les biens durables ont un effet à la fois sur les utilités présente et future du ménage. Or les hypothèses sur les préférences des agents ne permettent pas de traiter ce genre de biens, puisque la fonction d'utilité est additive dans le temps. Nous avons donc exclu de notre mesure de la consommation les dépenses pour ce genre de biens. Nous avons également enlevé les dépenses de santé, car il est impossible de distinguer dans l'ERC 98 le montant effectivement payé par le ménage du montant de la facture de soins, car cette dépense constitue un maintien du bien-être et non une augmentation de l'utilité⁸. Dans la même logique, nous avons également omis les dépenses d'assurance maladie.

⁸Par ailleurs, il est impossible de distinguer dans l'ERC 98 le montant effectivement payé par le ménage du montant de la facture de soins. Rappelons que le système d'assurance maladie suisse de base comprend le paiement d'une prime d'assurance, d'une franchise et d'une quote-part pour l'assuré en cas de dépassement de la franchise. Cette quote-part est plafonnée à 600 francs. Ainsi, l'enquête fait apparaître pour certains ménages de gros montants qui sont vraisemblablement le montant facturé au malade et non le coût effectif qui lui incombe.

Tableau 1
Statistiques descriptives, couples mariés ERC 98

Variable	Moyenne	Ecart-type
Salaire horaire de la femme ^a	31.70	14.52
Heures de travail de la femme ^a	119.06	44.95
Salaire horaire du mari	41.93	16.89
Heures de travail du mari	170.32	22.31
Revenu non-salarial	1372.49	2393.00
Dépenses de consommation	5243.09	2010.68
Age de la femme	38.61	9.75
Nombre d'années d'éducation de la femme	12.23	9.94
Age du mari	41.12	10.00
Nombre d'années d'éducation du mari	12.97	2.06
1[femme nationalité suisse]	79.51	—
Taux de participation des femmes	51.20	—
Nombre d'enfants de moins de 10 ans	0.86	0.99
Nombre d'enfants entre 10 et 15	0.23	0.54
Nombre d'enfants entre 15 et 20	0.08	0.30
Nombre d'enfants entre 20 et 25	0.021	0.17
1[Plus jeune enfant entre 0 et 2 ans]	20.78	—
1[Plus jeune enfant entre 3 et 5 ans]	15.66	—
1[Plus jeune enfant entre 6 et 10 ans]	14.15	—
Taux moyen d'imposition	14.18	5.43
Taux marginal d'imposition	26.13	7.78
1[Grande agglomération]	31.51	—
Nombre d'observations	2136	

a : calculés pour les femmes qui travaillent

Source : ERC 98

3.4.2 Résultats

Probit associé pour la décision de participation des femmes

Nous présentons sur le tableau 2, pour les femmes, les résultats du probit associé nécessaire à l'estimation de l'inverse du ratio de vraisemblance pour l'estimateur de Heckman en deux étapes. La variable dépendante est une variable binaire qui prend la valeur 1 si la femme participe au marché du travail et 0 sinon. Nous donnons l'effet marginal sur la probabilité de participation d'une variation des variables exogènes du modèle. Comme nous l'avons exposé dans la partie théorique de ce papier, les déterminants de la participation sont le salaire marginal offert évalué à zéro heures et le salaire de réserve. Pour les femmes qui travaillent, nous n'observons pas le salaire offert et nous supposons que les déterminants du salaire offert sont l'âge, l'âge au carré et le nombre d'années d'éducation. Le salaire de réserve dépend de la consommation net évaluée à zéro heure, le nombre d'heures de travail

de l'homme et les variables démographiques intervenant dans la fonction d'offre de travail. Nous avons pris le revenu du travail du mari et le revenu non-salarial bruts comme "proxys" du taux marginal d'imposition et du revenu virtuel évalués à zéro heure. Nous avons inclus le nombre d'enfants dans certaines tranches d'âge et des variables pour l'âge de l'enfant le plus jeune du ménage. Bien que nous n'ayions pas incorporé explicitement de coûts fixes de participation au marché du travail dans le modèle théorique, ces variables peuvent s'interpréter comme contrôlant la présence de tels coûts sous une forme réduite. Nous incluons également des variables qui tiennent compte du statut d'occupation, de la nationalité du mari et de la taille de l'agglomération où vit le ménage.

Nous constatons que le revenu du travail du mari a un impact négatif sur la décision de participation. Théoriquement, une augmentation du revenu du travail du mari accroît le revenu virtuel de la femme et donc si le loisir est un bien normal devrait diminuer l'incitation d'entrer sur le marché du travail. Par ailleurs, un revenu du mari plus élevé augmente le taux marginal d'imposition du couple et réduit le salaire marginal de la femme. Ceci renforce l'incitation à ne pas entrer sur le marché du travail. Le revenu non-salarial brut n'a pas d'impact sur la décision de participation. Le nombre d'enfants en-dessous de 15 ans a un impact négatif, alors que le nombre d'enfants en-dessus de cet âge a un impact positif. Une variable explicative importante de la décision de participer semble être l'âge du dernier enfant. En effet, plus celui-ci est jeune, plus l'impact négatif sur la décision de participer est fort. Le nombre d'heures de travail du mari ne semble pas influencer la décision de participer.

Tableau 2
Résultats du probit associé
sur la décision de participation des femmes mariées

	dF/dx
Age	0.047 (3.75)
Age ²	-0.0768 (-5.18)
Nombre d'années d'éducation	0.043 (5.79)
Nombre d'enfants de moins de 10 ans	-0.15 (-5.39)
Nombre d'enfants entre 10 et 15 ans	-0.10 (-4.30)
Nombre d'enfants entre 15 et 20	-0.005 (-0.12)
Nombre d'enfants entre 20 et 25	0.013 (0.18)
1[Plus jeune enfant entre 0 et 2 ans]	-0.479 (-9.01)
1[Plus jeune enfant entre 3 et 5 ans]	-0.391 (-6.76)
1[Plus jeune enfant entre 6 et 10 ans]	-0.182 (-3.44)
Revenu du travail du mari ^a	-0.0347 (-6.94)
Revenu non-salarial	-0.00 (-0.85)
Heures de travail du mari	-0.0007 (-1.34)
1[Mari nationalité suisse]	-0.19 (-5.90)
1[Mari artisan]	-0.128 (-3.84)
1[Grande agglomération]	0.101 (3.72)
Pseudo R^2	0.2561
Nombre d'observations	2136
Log-vraisemblance	-1101.45
χ^2 valeur p	0.00
Probabilité observée	0.501
Probabilité prédite	0.511

Note : statistiques z entre parenthèses

Estimations des fonctions d'offre de travail conditionnelles

Les tableaux 3 et 4 présentent les estimations de la fonction d'offre de travail conditionnelle féminine respectivement pour la spécification semi-logarithmique et semi-logarithmique généralisée. Nous avons estimé le modèle à l'aide de trois estimateurs, les MCO sur l'ensemble de l'échantillon des femmes qui travaillent sans corriger le biais de sélection, l'estimateur du maximum de vraisemblance du modèle de Heckman afin de corriger le biais de sélection dû à

la présence de femmes dans le secteur domestique et l'estimateur de variables instrumentales en deux étapes afin de corriger les biais de sélection et d'endogénéité du salaire marginal de la femme et du revenu virtuel. Les variables explicatives outre le salaire marginal, le revenu virtuel et les heures de travail du mari sont le nombre d'enfants dans certaines tranches d'âge et des variables muettes pour l'âge de l'enfant le plus jeune du ménage, l'âge, l'âge au carré, des variables muettes si la femme est artisan et si elle est de nationalité suisse. Dans le cas de la spécification semi-logarithmique, nous avons utilisé le nombre d'années d'éducation de la femme au carré, le nombre d'années d'expérience et le nombre d'années d'expérience au carré, des variables muettes si la femme travaille dans le secteurs des services et de l'administration, une variable muette si le mari est de nationalité suisse et le revenu du travail brut du mari et des variables muettes si l'homme ou la femme ont un statut d'ouvrier non-qualifiés comme instruments pour le revenu virtuel et le salaire marginal. Pour la spécification semi-logarithmique généralisée, nous avons utilisé le même ensemble d'instruments que pour la spécification semi-logarithmique. Afin de juger la qualité de nos instruments (dans le sens où ils ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur), nous reportons aussi la valeur p de la statistique J de restrictions sur-identifiantes⁹. Nous reportons également les valeurs p des tests F de la première étape de l'estimateur de variables instrumentales.

Nous constatons que le fait de contrôler pour le problème de sélection par l'intermédiaire du modèle de Heckman change les effets du salaire horaire et l'effet du revenu non-salarial. Lorsque nous estimons le modèle par l'estimateur de variables instrumentales, nous constatons que l'effet du salaire marginal devient positif et est significatif, alors que pour les estimateurs du maximum de vraisemblance du modèle de Heckman et des MCO le signe du coefficient est négatif. Le signe du coefficient du revenu virtuel est négatif et significatif pour les trois estimateurs, mais est légèrement plus élevé en valeur absolue pour l'estimateur de variables instrumentales. Par contre, le nombre d'heures de travail du mari est positif mais n'a pas d'impact statistiquement significatif sur l'offre de travail féminine. Nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse que les heures du mari sont séparables des autres arguments de la fonction d'utilité. Ce résultat montre la limite de notre hypothèse de linéarité des heures des hommes. Seul le nombre d'enfants en-dessous de 16 ans a un impact significatif sur le nombre d'heures de la femme, l'impact étant plus fort pour les enfants en-dessous de 10 ans. L'âge des enfants semblerait avoir un effet à la marge extensive comme l'ont montré les estimations du probit associé mais peu à la marge intensive. La valeur p de ce test est de 0.38 et nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle à un seuil de 10%. Le R^2 de la régression par les MCO est de 0.34.

⁹Dans le cas de l'estimateur de variables instrumentales, nous avons utilisé un test qui utilise le concept de régression étendue (voir Davidson et MacKinnon [7]). Cette procédure consiste à régresser les résidus obtenus par la régression avec variables instrumentales sur les instruments utilisés et de calculer la statistique F en multipliant le R^2 non-centré par le nombre d'observations. Cette statistique suit une loi du χ^2 dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre d'instruments moins le nombre de variables explicatives. Lorsque la statistique de ces tests rejette l'hypothèse nulle, soit le modèle est mal spécifié soit les instruments ne sont pas valides.

Tableau 3
Offre de travail des femmes mariées
spécification semi-logarithmique

	<i>MCO</i>	<i>EMV</i>	<i>MMG</i>
$\ln \hat{w}_f$	-15.22 (-4.63)	-15.98 (-4.89)	59.33 (2.58)
m_f	-0.0057 (-9.90)	-0.0054 (-9.38)	-0.0064 (-2.31)
h_m	-0.125 (-3.24)	-0.091 (-2.26)	0.058 (0.79)
Nombre d'enfants de moins de 10 ans	-18.01 (-5.30)	-13.44 (-3.71)	-19.72 (-3.26)
Nombre d'enfants entre 10 et 15 ans	-11.93 (-5.07)	-9.69 (-3.93)	-9.78 (-2.99)
Nombre d'enfants entre 15 et 20 ans	-5.04 (-1.42)	-4.85 (-1.35)	-2.55 (-0.49)
Nombre d'enfants entre 20 et 25 ans	-10.65 (-1.76)	-11.18 (-1.81)	-6.08 (-0.77)
Plus jeune enfant entre 0 et 2 ans	-5.80 (-0.90)	2.25 (0.33)	-3.13 (-0.27)
Plus jeune enfant entre 3 et 5 ans	-1.06 (-0.15)	3.74 (0.53)	1.97 (0.20)
Plus jeune enfant entre 6 et 10 ans	-7.24 (-1.25)	-5.86 (-1.01)	-1.19 (-0.15)
1[Nationalité suisse]	-3.30 (-1.16)	-0.82 (-0.28)	-11.64 (-2.38)
Age	0.95 (0.83)	-0.03 (-0.00)	-3.97 (-2.40)
Age ²	-0.023 (-1.67)	-0.0077 (-0.52)	0.037 (1.80)
Artisan	15.68 (2.49)	17.05 (2.71)	26.68 (3.40)
$\hat{\lambda}$	-	-	-15.87 (-0.31)
Constante	218.79 (9.31)	229.80 (9.60)	69.93 (0.85)
R^2	0.340	-	-
Nombre d'observations	1070	2136 ^a	1070
Log-vraisemblance	-	-6462.26	-
χ^2 valeur p	0.00	0.00	-
Statistique J (valeur p)	-	-	0.38
$\hat{\rho}$	-	-0.44	-
Test RV $H_0 : \hat{\rho} = 0$, χ^2 valeur p	-	0.0019	-

Note : statistiques z ente parenthèses
a=nombre d'observations censurées 1066

Tableau 4
Offre de travail des femmes mariées
spécification semi-logarithmique généralisée

	<i>MCO</i>	<i>EMV</i>	<i>MMG</i>
$\ln \hat{w}_f$	-35.50 (-9.07)	-35.68 (-9.18)	46.11 (2.30)
$\frac{m_f}{\hat{w}_f}$	-0.122 (-11.53)	-0.117 (-11.14)	-0.145 (-2.49)
h_m	-0.142 (-3.77)	-0.105 (-2.66)	0.058 (0.81)
Nbre d'enfants de moins de 10 ans	-17.86 (-5.34)	-13.17 (-3.68)	-21.03 (-3.34)
Nbre d'enfants entre 10 et 15 ans	-11.89 (-5.13)	-9.58 (-3.93)	-10.02 (-2.85)
Nbre d'enfants entre 15 et 20 ans	-4.14 (-1.19)	-3.91 (-1.10)	-0.99 (-0.17)
Nbre d'enfants entre 20 et 25 ans	-12.03 (-2.01)	-12.50 (-2.06)	-6.84 (-0.82)
Plus jeune enfant entre 0 et 2 ans	-5.22 (-0.82)	2.93 (0.44)	-4.87 (-0.40)
Plus jeune enfant entre 3 et 5 ans	-1.85 (-0.27)	3.06 (0.44)	-0.281 (-0.03)
Plus jeune enfant entre 6 et 10 ans	-7.26 (-1.28)	-5.88 (-1.03)	-1.04 (-0.13)
1[Nationalité suisse]	-2.42 (-0.87)	0.142 (0.05)	-12.49 (-2.40)
Age	1.64 (1.45)	0.67 (0.57)	-3.45 (-1.99)
Age ²	-0.031 (-2.24)	-0.015 (-1.04)	-0.11 (-0.09)
Artisan	13.82 (2.22)	15.17 (2.44)	25.54 (3.22)
$\hat{\lambda}$	-	-	-0.392 (-0.01)
Constante	270.08 (11.65)	279.19 (11.84)	167.16 (2.18)
R^2	0.360	-	-
Nombre d'observations	1070	2136 ^a	1070
Log-vraisemblance	-	-6446.073	-
χ^2 p-value	0.00	0.00	-
Statistique J (valeur p)	-	-	0.68
$\hat{\rho}$	-	-0.458	-
Test RV $H_0 : \hat{\rho} = 0, \chi^2$ valeur p	-	0.0016	-

Note : statistiques z entre parenthèses

a : nombre d'observations censurées 1066

Le tableau 5 reporte les élasticités de l'offre de travail par rapport à des changements des variables exogènes du modèle. Nous remarquons que les élasticités calculées à la moyenne de l'échantillon des femmes qui travaillent sont similaires pour les deux spécifications. L'estimation par variables instrumentales pour la spécification semi-log implique une élasticité salaire de l'ordre de 0.48. Pour la spécification semi-logarithmique généralisée, nous obte-

nons une estimation de l'élasticité salaire de l'ordre de 0.62. Rappelons que la spécification semi-logarithmique généralisée permet à la fonction d'offre de travail d'avoir une pente négative pour des revenus non-salariaux élevés. Nous n'avons pas trouvé de tel phénomène dans notre échantillon. Nous avons également vérifié que l'effet de substitution était positif pour l'ensemble de l'échantillon.

Les estimations impliquent respectivement pour les spécifications semi-logarithmique et semi-logarithmique généralisée une élasticité de l'offre de travail féminine par rapport au salaire horaire brut du mari pour un nombre d'heures du mari constant respectivement de l'ordre de -0.63 et -0.71. Une augmentation du salaire du mari de 10 % réduit l'offre de travail de la femme entre 6 et 7%. Nous avons calculé cette même élasticité en faisant l'hypothèse que les revenus des deux époux sont imposés séparément¹⁰ et avons obtenu une valeur de -0.29 pour la spécification logarithmique et une valeur de -0.35 pour la spécification semi-logarithmique généralisée. Ce résultat suggère que l'imposition conjointe du revenu du couple a un effet désincitatif sur l'offre de travail féminine assez important.

L'élasticité par rapport au revenu non-salarial est égale à -0.12 pour la spécification semi-logarithmique et de -0.13 pour la spécification semi-logarithmique généralisée. Le salaire horaire brut du mari et le nombre d'heures de travail ont également un impact négatif. L'âge du dernier enfant ne semble pas avoir d'effet sur le nombre d'heures de travail, cependant le nombre d'enfants en-dessous de 10 ans ont l'impact le plus important.

Tableau 5
Elasticités intra-période de l'offre de travail des femmes mariées

	<i>Semi-log</i>	<i>Semi-log généralisée</i>
ε_{h_f, w_f}	0.480	0.615
ε_{h_f, h_m}	-0.528	-0.611
ε_{h_f, w_m}	-0.627	-0.705
$\varepsilon_{h_f, N}$	-0.123	-0.133
$\varepsilon_{h_f, \#}$ d'enfants <10	-0.286	-0.289
$\varepsilon_{h_f, \#}$ d'enfants 10–15	-0.108	-0.110
$\varepsilon_{h_f, \#}$ d'enfants 15–20	-0.012	-0.013
$\varepsilon_{h_f, \#}$ d'enfants 20–25	-0.003	-0.004

Test d'exogénéité des heures de travail du conjoint

Dans cette section, nous testons l'hypothèse d'exogénéité des heures de travail du conjoint pour les deux spécifications proposées dans cette étude. Ce test est assez important dans la mesure où l'approche conditionnelle prend plus de pertinence pour l'évaluation de politiques économiques dans le cas où les heures du conjoint sont exogènes. La procédure de ce test utilise le concept de régressions étendues (voir Davidson et McKinnon [7]). L'idée du test

¹⁰Dans ce cas, il subsiste uniquement l'effet revenu. Pour calculer cette élasticité nous devons calculer le taux marginal du mari. Nous avons fait l'hypothèse que le même barème d'imposition était appliqué au revenu du mari uniquement.

consiste à régresser la variable dont on veut tester l'hypothèse d'exogénéité sur l'ensemble des variables exogènes du modèle et des instruments pour cette variable, puis nous estimons par les MCO la forme réduite du modèle en considérant les heures de travail du conjoint comme exogènes et en incluant les résidus de la régression précédente comme variable explicative. Le test d'exogénéité faible des heures de travail du conjoint revient à tester, à l'aide d'un test t de Student, si le coefficient des résidus est statistiquement différent de zéro. Nous avons utilisé le taux de salaire brut du mari comme instrument pour la variable testée. Cette variable devrait être corrélée avec les heures des hommes et exogène dans la décision d'offre de travail de la femme. Le tableau 6 présente les résultats de ce test pour les deux spécifications. Le coefficient du résidu n'est pas significativement différent de zéro, ce qui indique que l'hypothèse d'exogénéité des heures de travail des hommes dans la fonction d'offre de travail féminine ne peut être rejetée. Comme nous observons peu de variation dans les heures des hommes, ces résultats renforcent l'hypothèse d'une forme de rationnement du côté de l'offre de travail du mari.

Tableau 6
test d'exogénéité des heures de travail du conjoint

	<i>Semi-log</i>	<i>Semi-log généralisée</i>
\hat{u}_m	-0.25 (-0.33)	0.020 (0.06)

Note : statistiques t ente parenthèses

3.4.3 Comparaisons avec d'autres études sur l'effet d'une taxation du revenu progressive sur l'offre de travail

Dans cette section, nous comparons nos résultats avec ceux obtenus dans d'autres études qui essaient d'estimer des fonctions d'offre de travail en présence de contraintes budgétaires non linéaires. Nous concentrons notre attention particulièrement sur deux études faites pour la Suisse par Gerfin [9], [10].

Gerfin [10] utilise un modèle trichotomique dans le contexte dans un modèle théorique d'offre de travail féminine à choix discret. Ainsi, il suppose que les individus ont le choix entre trois alternatives qui sont non-participation, temps partiel et temps complet. Cette étude considère explicitement les femmes suisses mariées. Il tient compte de la progressivité de l'impôt sur le revenu en calculant la contrainte budgétaire de chaque personne de son échantillon et traite également le problème de données manquantes au niveau du salaire lié à la non-participation d'un grand nombre de femmes dans l'échantillon. Pour cela il estime le salaire pour les femmes qui ne participent pas. Implicitement, cette méthode l'oblige à supposer que les individus fondent leur décision d'offre de travail sur un salaire espéré et non sur le salaire observé (par l'individu) sur le marché du travail. Le modèle théorique suppose une fonction d'utilité quadratique dans les heures de travail et dans le revenu qui est commode pour l'estimation du modèle économétrique par le maximum de vraisemblance. Au moyen d'un test de spécification, Gerfin trouve que son modèle est rejeté. Cependant, il n'essaye pas d'estimer le modèle en considérant d'autres spécifications de l'offre de travail. Toutefois, il souligne que la plupart des études précédentes sur le même sujet n'implémentent

pas de tests statistiques de robustesse de ces modèles. Son modèle théorique lui permet de dériver des élasticités de l'offre de travail par rapport au salaire et au revenu hors travail. Il adopte deux méthodes pour le calcul des élasticités, l'une en les calculant analytiquement d'après les paramètres de la fonction d'utilité, l'autre en simulant les probabilités de chaque événement pour chaque observation afin d'obtenir les heures de travail espérées pour chaque femme. Pour les élasticités calculées analytiquement, il obtient une élasticité salaire de 0.83 et une élasticité revenu de -0.21 pour les femmes mariées qui travaillent. En ce qui concerne les valeurs simulées, il obtient, pour les femmes en dehors de la force de travail, une élasticité de la probabilité de participation au marché du travail par rapport au salaire de 1.06 et par rapport au revenu hors travail de -0.36. Pour les femmes qui travaillent, il obtient une valeur située entre 0.14 et 0.51 pour l'élasticité du salaire et entre -0.23 et -0.38 pour l'élasticité du revenu non-salarial. Comme point de comparaison Gerfin donne l'élasticité de l'offre de travail féminine obtenue par Leu et Kugler au moyen d'un modèle Tobit conventionnel qui est de 2.85, valeur qui est bien supérieur à celles mentionnées précédemment.

Dans son papier de 1992, Gerfin [9] prolonge l'étude précédente en étendant le modèle utilisé dans Gerfin [10] à plusieurs alternatives et permet des restrictions au niveau des heures effectuées. Il considère toujours l'offre de travail des femmes suisses. Il procède ensuite à une analyse de bien-être et calcule la perte d'efficacité due à la progressivité de l'impôt sur le revenu. Le modèle sans restrictions des heures de travail reproduit mal la distribution des heures de travail, alors que le modèle avec restrictions donne de bons résultats en termes de simulations à l'intérieur de l'échantillon. Toutefois, le test de spécification utilisé dans son article rejette les deux modèles. Cependant, Gerfin avance l'argument selon lequel le rejet du test serait plutôt dû au test en lui-même que pour des raisons de mauvaise spécification. En effet, le test aurait une tendance à rejeter trop souvent l'hypothèse nulle. Gerfin, dans le calcul des élasticités de l'offre de travail, distinguent les femmes mariées des femmes célibataires. Il trouve une élasticité par rapport au salaire de 1.04 pour les femmes mariées. Pour le revenu hors travail, il trouve une élasticité de -0.52 pour les femmes mariées. Nous pouvons noter deux apports par rapport aux études de Gerfin. Premièrement, son étude suppose implicitement que la consommation et l'offre de la femme sont séparables de l'offre de travail de l'homme¹¹. Deuxièmement, son modèle s'inscrit dans un contexte statique. Nous constatons que par rapport aux valeurs calculées de façon analytiques nos estimations des élasticités des heures de travail par rapport au salaire et au revenu non-salarial sont plus faibles dans notre cas. Ce résultat peut s'expliquer par l'emploi d'une mesure du revenu virtuel compatible avec le cycle de vie. Ses résultats varient en fonction de la méthode de calcul et il est difficile de choisir une élasticité particulière dans le cas d'une réforme fiscale. Nos résultats suggèrent que l'élasticité salaire devrait se situer entre 0.5 et 0.6 et que l'effet revenu est probablement sur-estimé.

Pour la France, Bourguignon et Magnac [5] adoptent la méthodologie de Hausman [11] pour traiter les problèmes de contraintes budgétaires non-linéaires et non-convexes découlant de la taxation progressive du revenu, de programmes d'aides au revenu et des allocations familiales. Ils considèrent uniquement l'offre de travail des femmes françaises. Comme la présence d'enfants et le bénéfice d'allocations familiales entraînent des non-convexités dans la contrainte budgétaire, pour résoudre ce problème ils rendent cette contrainte convexe¹².

¹¹Dans ce cas la fonction d'utilité s'écrit comme $U(c, h_f, h_m) = U(\phi(c, h_f), h_m)$ où $\phi(\cdot, \cdot)$ est une fonction qui respecte les propriétés usuelles d'une fonction d'utilité.

¹²Ils éliminent les non-convexités provenant de subventions pour la présence d'enfants en prenant l'en-

Ils incorporent aussi des coûts fixes de participation au marché du travail. Lorsqu'ils ne considèrent pas les coûts fixes, les élasticités sont d'environ 1.0 pour le salaire et de -0.3 pour le revenu hors travail, alors qu'elles sont respectivement de 0.05 et -0.2 en prenant en compte cet élément. Toutefois, l'estimation des coûts semble trop élevée et peu plausible (environ deux fois le revenu du travail moyen de la femme). Un des "désavantages" de leur analyse réside dans la non observation du revenu hors travail du ménage. Toutefois, MaCurdy et al. [12] ont montré que ces modèles impliquaient des restrictions sur les préférences qui sont liées à la définition statistique du problème et non à des restrictions testables sur le plan économique.

Blundell et MaCurdy [2] passent en revue toute une série d'études sur l'offre de travail et la progressivité de l'impôt sur le revenu. Ils présentent les différents résultats au niveau des élasticités salaire et revenu. Ils trouvent que les résultats varient beaucoup d'une étude à l'autre et concluent que ceux-ci dépendent beaucoup des bases de données, des méthodes utilisées pour traiter le problème de contraintes budgétaires non-linéaires et des formes fonctionnelles employées. Il semblerait que les élasticités trouvées dans ce contexte sont plus faibles que lorsque l'on suppose une contrainte budgétaire linéaire. D'autre part contrairement à ces dernières études, ils trouvent en général que l'élasticité non compensée du salaire est positive, résultat que nous avons aussi trouvé dans cette étude. Ils trouvent aussi que l'élasticité de l'offre de travail est plus élevée pour les femmes que pour les hommes.

Mroz [14] fait une revue détaillée de l'effet du traitement du problème de participation sur les estimations des élasticités de l'offre de travail féminine et des hypothèses d'exogénéité à la fois sur les variables explicatives et sur les instruments utilisés. Mroz a été le premier à réaliser une étude systématique de cette nature. Il utilise des données américaines du Panel Study of Income Dynamics (P.S.I.D.) pour répliquer les résultats d'études antérieures et montre que la plupart des études précédentes sur le sujet devraient être rejetées à cause de mauvaises spécifications statistiques et économiques. A travers une spécification de l'offre de travail semi-logarithmique, il considère entre autre l'effet sur l'offre de travail féminine de la progressivité de l'impôt sur le revenu. Il est utile de noter que selon son étude l'hypothèse la plus fréquemment rejetée est celle d'exogénéité du salaire, ce qui semble en accord avec la théorie sur la décision d'offre de travail dans le contexte d'une imposition progressive du revenu. Mroz considère les heures de travail comme continues et utilise le salaire marginal et le revenu hors-travail issue de la linéarisation de la contrainte budgétaire. Il souligne donc que dans ce cas, le salaire et le revenu hors travail ne peuvent être considérés comme exogènes. Les résultats montrent que l'extension de son modèle affecte surtout le coefficient du salaire dans l'équation d'offre de travail. Ce dernier paramètre diminue par rapport au modèle où l'on ne considère pas la progressivité de l'impôt, notamment il obtient une élasticité du salaire de -0.043 et une élasticité du revenu hors-travail de 0.0034. Lorsqu'il ne traite pas l'imposition du revenu, il obtient des élasticités respectivement pour le salaire et le revenu hors travail de 0.031 et de -0.0029 en estimant l'équation par les doubles moindres carrés en excluant de la régression l'expérience comme instrument pour le salaire¹³. Mroz ne procède ni au conditionnement par rapport aux heures du mari ni à une correction du revenu non-salarial qui soit compatible avec le modèle de cycle de vie.

veloppe convexe de la contrainte budgétaire. Cette opération concerne environ 40% de l'échantillon et la distance maximale entre la contrainte convexifiée et la contrainte effective est de 3%.

¹³Mroz suspecte que le terme d'erreur reflète les préférences pour le travail et que donc l'expérience est susceptible d'être endogène.

3.5 Conclusions

Dans ce chapitre, nous avons estimé l'offre de travail des femmes mariées suisses dans le contexte du modèle de cycle de vie et en tenant compte de la progressivité de l'impôt sur le revenu avec des données en coupe transversale. L'application du concept de demande conditionnelle nous a permis de dériver une fonction d'offre de travail conditionnée sur les heures du mari cohérente avec un modèle unitaire avec des préférences non-séparables. Peu d'études sur l'offre de travail des femmes mariées modélisent explicitement les interactions au sein du ménage pour les décisions d'offre de travail. L'idée d'estimer une fonction d'offre de travail sans conditionner sur les heures du mari semble se baser implicitement sur l'hypothèse que soit les hommes sont rationnés, c'est-à-dire que l'offre de travail des hommes est relativement inélastique et ne comporte donc que peu de variabilité, soit les heures des hommes sont supposés faiblement séparables de la consommation et des heures des femmes. Cependant, l'absence de séparabilité des préférences peut fausser l'analyse. Les résultats empiriques et les conclusions obtenus par le passé dépendent en partie d'une hypothèse qui n'est ni explicitement testée ni décrite dans cette littérature.

Au moyen d'un échantillon de ménages formé par des couples mariés, nous avons trouvé que les heures des hommes n'avaient pas d'effet significatif dans le nombre d'heures de travail des femmes et que nous ne pouvions pas rejeter l'hypothèse de séparabilité des heures des hommes. L'offre de travail des hommes affecte l'offre de travail des femmes uniquement au travers d'un effet revenu. Les résultats des tests d'exogénéité ont montré que ces élasticités bien que conditionnelles ont une certaine pertinence pour l'évaluation de politiques économiques sur le marché du travail, puisqu'il apparaît que les femmes ne semblent pas prendre en compte les changements des heures de leur conjoint. Ces résultats peuvent s'expliquer par la faible variation dans la distribution des heures des hommes et par l'hypothèse de linéarité des heures des hommes dans notre spécification. Ceci suggère également que les hommes sont dans une certaine mesure rationnés dans leur offre de travail.

L'élasticité de l'offre de travail des femmes mariées par rapport au salaire horaire de leur mari suggère que l'imposition commune des revenus des couples mariés a des effets désincitatifs importants. Une augmentation du salaire horaire moyen du mari de 10 % diminue l'offre de travail en moyenne de 6 à 7% en fonction de la spécification utilisée, ce qui constitue un effet non-négligeable. Par ailleurs ces élasticités sont réduites de moitié en valeur absolue sous l'hypothèse que le revenu du mari est imposé séparément. Ceci nous amène à conclure que le fait de séparer les revenus des deux époux dans leur déclaration d'impôt aurait un effet important sur l'offre de travail féminine. Toutefois, les implications sur les recettes fiscales d'un tel changement ne sont pas claires et des investigations supplémentaires seraient nécessaires. Nous pouvons ajouter également que les enfants entraînent des coûts fixes à la fois monétaires et en termes de temps qui augmentent le salaire de réserve de la femme. Une solution à ce problème serait d'augmenter les déductions fiscales par enfant (et trouver une certaine harmonisation dans ce domaine au niveau suisse). Ceci permettrait de réduire le taux marginal d'imposition des femmes.

L'estimation de l'élasticité de l'offre de travail des femmes mariées suisses par rapport au salaire horaire brut est positive en moyenne. Ainsi l'effet de substitution domine l'effet revenu. Par ailleurs, l'utilisation d'une spécification de l'offre de travail qui autorise un changement de signe de l'élasticité salaire n'a pas révélé, même pour une partie de l'échantillon, un tel phénomène. Nos résultats diffèrent des études que nous avons mentionnées. D'une part les

estimations des élasticités sont plus fortes en valeur absolue comparées à celles reportées par Blundell et MaCurdy [2]. Cependant, ces résultats sont sujets à certaines critiques du point de vue méthodologique. D'autre part, nos résultats complètent ceux fournis par Gerfin [9], [10] pour la Suisse. Nos élasticités salaires se situent entre 0.5 et 0.6, et les élasticités revenu sont plus faibles que celles trouvées par Gerfin.

Les estimations des élasticités ont aussi une interprétation économique précise et s'interprète comme l'élasticité intra-période de l'offre de travail, c'est-à-dire pour une épargne constante. Ainsi, à moins de faire des hypothèses très restrictives sur le comportement dynamique des ménages suisses, les élasticités habituellement trouvées dans le contexte du modèle statique n'ont pas d'interprétation économique. Entre autre, ces modèles confondent un accroissement permanent du profil des salaires et un accroissement le long de ce même profil. Bien sûr, pour être complet nous devrions estimer l'élasticité de substitution intertemporelle pour pouvoir distinguer les déplacements des profils de salaire des déplacements le long de ce même profil. Ceci impliquerait l'utilisation de données longitudinales. Toutefois, l'hypothèse que l'épargne change peu se justifie dans la mesure où les agents ont des horizons de temps assez longs.

Bibliographie

- [1] Arrelano, Manuel, Meghir, Costas (1992), "Female Labour Supply and On-the-Job Search : An empirical Model Estimated Using Complementary Data Sets", *Review of Economic Studies* 59,537-557.
- [2] Blundell, Richard, MaCurdy, Thomas, "Labor Supply : a Review of Alternative Approaches", *Handbook of Labor Economics*, chap. 27, Vol. 3, Ahsenfelter O. et Card D. Editeurs, Elsevier Science, 1999
- [3] Blundell, Richard W., Smith, Richard J. (1986), "An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply", *Econometrica*, 54, pp 679-685.
- [4] Blundell, Richard, Walker, Ian, "A Life-Cycle Consistent Empirical Model of Family Labour Supply Using Cross-Section Data", *Review of Economic Studies* 53, 539-558.
- [5] Bourguignon, François, Magnac, Thierry (1990), "Labour Supply and Taxation in France", *Journal of Human Resources* 25 : 358-359
- [6] Browning, Martin, Meghir, Costas, "The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands", *Econometrica* 59, 925-951
- [7] Davidson, Russel, MacKinnon, James G., "Estimation and inference in Econometrics", Oxford, Oxford University Press, 1993.
- [8] Deaton, Angus, Muellbauer, John, "Economics and Consumer Behavior", Cambridge : Cambridge University Press, 1980.
- [9] Gerfin, Michael (1992), "Female Labor Supply, Income Taxes and Hours Restrictions - An empirical analysis for Switzerland", *Swiss Journal of Economics and Statistics* 128(4), 587-616.
- [10] Gerfin, Michael (1993), "A Simultaneous Discrete Choice Model of Labor Supply and Wages for Married Women in Switzerland", *Empirical Economics* 18, 337-356.
- [11] Hausman, Jerry, "Taxes and Labor Supply", *Handbook of Public Economics*, chap. 4, Vol. 1, Auerbach A.J. et Feldstein M. Editeurs, Elsevier Science, 1985.
- [12] MaCurdy, Thomas, Green, David, Paarsch, Harry (1990), "Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labour Supply", *The Journal of Human Resources* 25, 415-490.
- [13] Moffit, Robert (1986), "The econometrics of piecewise linear budget constraints survey and exposition of the maximum likelihood method", *Journal of Business And Economic Statistics* 4, 317-327.
- [14] Mroz, Thomas A., "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions", *Econometrica* 55 (juillet 1987), 765-799.

- [15] Pollak, Robert A., "Conditional Demand Functions and Consumption Theory", *Quarterly Journal of Economics*, 83, 60-78
- [16] Pollak, Robert, Wales, Terence, "Demand System Specification and Estimation", Oxford University Press, Oxford, 1992
- [17] Salanié, Bernard, "The Economics of Taxation", MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 2003
- [18] Stern, Nicholas, "On the specification of labour supply functions", *Unemployment, Search and Labour Supply*, Blundell, R., Walker, I. Editeurs, Cambridge University Press, Cambridge, 1986, pp 143-189.
- [19] Wooldridge, Jeffrey, "Econometric Analysis of Cross-section and Panel Data", Cambridge, MIT Press, 2002

Annexe A

Evolution du bien-être dans les années 90

A.1 Estimateur du maximum de vraisemblance

Nous réécrivons le modèle (1.9) comme

$$\begin{aligned} c &= X_i \Pi_c + \epsilon_{c,i} \\ e_{f,i}^* &= X_i \Pi_f + \epsilon_{f,i} \\ e_{f,i} &= \begin{cases} e_{f,i}^* & \text{si } e_{f,i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \end{aligned} \quad (\text{A.1})$$

La vraisemblance du modèle est égale à

$$\mathcal{L} = \mathcal{L}_{e_f, c}(c, e_f | e_f > 0) = \frac{\mathcal{L}_{e_f|c}(e_f | c) \cdot \mathcal{L}_c(c)}{P(e_f > 0)} \quad (\text{A.2})$$

Nous supposons que ϵ_f et ϵ_c suivent une loi normale bivariée

$$(\epsilon_f, \epsilon_c) \rightsquigarrow N(0, 0, \sigma_f, \sigma_c, \rho). \quad (\text{A.3})$$

Soit $\sigma_u = \sigma_c \sqrt{1 - \rho^2}$, sous l'hypothèse que le système d'équations est linéaire, la probabilité que le revenu du travail soit positif est égale à

$$\begin{aligned} P(e_{f,i} > 0) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-X_i \Pi_f}^{+\infty} f_{\epsilon_f, \epsilon_c}(\epsilon_{f,i}, \epsilon_{c,i}) d\epsilon_f d\epsilon_c \\ &= \Phi\left(\frac{X_i \Pi_f + \rho \frac{\sigma_f}{\sigma_c} \epsilon_{c,i}}{\sigma_u}\right). \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

En substituant l'expression (A.4) dans (A.2) et en utilisant les propriétés des lois conditionnelles de la loi normale bivariée, nous obtenons la vraisemblance (A.5)

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_u} \varphi \left(\frac{\epsilon_{f,i} - \rho \frac{\sigma_f}{\sigma_c} \epsilon_{c,i}}{\sigma_u} \right) \prod_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_c} \varphi \left(\frac{\epsilon_{c,i}}{\sigma_c} \right) \quad (\text{A.5})$$

$$\prod_{i=1}^N \frac{1}{\Phi \left(\frac{X_i \Pi_f + \rho \frac{\sigma_f}{\sigma_c} \epsilon_{c,i}}{\sigma_u} \right)}.$$

En prenant le logarithme (A.5), la log-vraisemblance est égale à

$$\begin{aligned} L = \ln \mathcal{L} &= -N \ln 2\pi - \sum_{i=1}^N \frac{1}{2\sigma_u^2} \left[(e_{f,i} - X_i \Pi_f) - \rho \frac{\sigma_f}{\sigma_c} (c_i - X_i \Pi_c) \right]^2 \\ &\quad - \sum_{i=1}^N \frac{1}{2\sigma_c^2} (c_i - X_i \Pi_c)^2 - \sum_{i=1}^N \ln \Phi \left(\frac{X_i \Pi_f + \rho \frac{\sigma_f}{\sigma_c} \epsilon_{c,i}}{\sigma_u} \right) \\ &\quad - \frac{N}{2} \ln \sigma_u^2 - \frac{N}{2} \ln \sigma_c^2. \end{aligned}$$

Nous estimons d'abord le système par la procédure en deux étapes de Heckman [?] afin d'obtenir des valeurs initiales pour la procédure du maximum de vraisemblance. Cet estimateur est convergent. La première étape consiste à estimer l'inverse du ratio de vraisemblance par l'intermédiaire d'un probit associé sur l'ensemble de l'échantillon. La deuxième étape consiste à utiliser la prédiction de ce ratio de vraisemblance comme variable explicative du modèle et de l'estimer sur la partie de l'échantillon où les femmes travaillent. Nous supposons que nous observons une variable dichotomique δ_i qui prend la valeur 1 si la femme travaille et 0 sinon. la femme décide de travailler si son salaire offert est supérieur à son salaire de réserve. Formellement, nous avons

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{si } w_{f,i}^* > w_{f,i}^r \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Nous supposons également que

$$\begin{aligned} w_{f,i}^* &= X_{w_f,i} \beta_{w_f} + \epsilon_{w_f,i} \\ \text{et } w_{f,i}^r &= X_{w_f^r,i} \beta_{w_f^r} + \epsilon_{w_f^r,i}^r. \end{aligned}$$

Les espérances conditionnelles de $e_{f,i}$ et c_i étant donné que la femme participe sont données par les deux expressions suivantes

$$\begin{aligned} E [e_{f,i} | w_{f,i}^* > w_{f,i}^r] &= X_i \Pi_f + E [\epsilon_{e_f,i} | w_{f,i}^* > w_{f,i}^r] \\ E [c_i | w_{f,i}^* > w_{f,i}^r] &= X_i \Pi_c + E [\epsilon_{c,i} | w_{f,i}^* > w_{f,i}^r] \end{aligned}$$

Si les perturbations suivent une loi normale, i.e.

$$\begin{pmatrix} \epsilon_{e_f,i} \\ \epsilon_{c,i} \\ \epsilon_{w_f,i} - \epsilon_{w_f^r,i}^r \end{pmatrix} \rightsquigarrow N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{e_f}^2 & \sigma_{e_f,c} & \sigma_{e_f,w} \\ \sigma_{e_f,c} & \sigma_c^2 & \sigma_{c,w} \\ \sigma_{e_f,w} & \sigma_{c,w} & \sigma_w^2 \end{pmatrix} \right)$$

les espérances des perturbations des équations de revenu et de consommation conditionnelles à la participation de la femme sont égales à

$$\begin{aligned} E[\epsilon_{ef,i} | w_{f,i}^* > w_{f,i}^r] &= \frac{\sigma_{ef,w}}{\sigma_w} \theta_f \\ E[\epsilon_{c,i} | w_{f,i}^* > w_{f,i}^r] &= \frac{\sigma_{c,w}}{\sigma_w} \theta_f \end{aligned}$$

θ_f est l'inverse du ratio de vraisemblance et est égal à

$$\theta_f = \frac{\varphi\left(\frac{X_{w_{f,i}}\beta_{w_f} - X_{w_{f,i}^r}\beta_{w_f}^r}{\sigma_w}\right)}{\Phi\left(\frac{X_{w_{f,i}}\beta_{w_f} - X_{w_{f,i}^r}\beta_{w_f}^r}{\sigma_w}\right)},$$

où φ et Φ sont respectivement la loi normale standardisée et sa fonction de répartition. Nous estimons alors le modèle suivant pour les ménages où la femme travaille

$$\begin{aligned} e_{f,i} &= X_i \Pi_f + \frac{\sigma_{ef,w}}{\sigma_w} \theta_{f,i} + \eta_{f,i} \\ c_i &= X_i \Pi_c + \frac{\sigma_{c,w}}{\sigma_w} \theta_{f,i} + \eta_{c,i} \end{aligned}$$

où $\eta_{f,i}$ et $\eta_{c,i}$ sont des perturbations d'espérance nulle.

A.2 Statistiques descriptives ESPA 1992

Tableau A4 : Statistiques descriptives, ESPA 1992

Variable	<i>Hommes</i>	<i>Femmes</i>
Salaire horaire brut	41.95 (54.13)	31.92 (73.25)
age	39.51 (11.93)	38.46 (12.07)
Salaire brut	82638.73 (106077.6)	46674.04 (139428.8)
ecole obligatoire ^a	59.60	67.31
formation professionnelle ^a	12.98	6.74
formation professionnelle supérieure ^a	5.30	1.69
université ^a	11.48	7.34
suisse ^a	82.53	86.40
temps partiel ^a	2.46	19.89
temps plein ^a	95.36	64.21
Nombre d'observations	4470	3515

^a =variable muette

Source : ESPA 1992

A.3 Figures

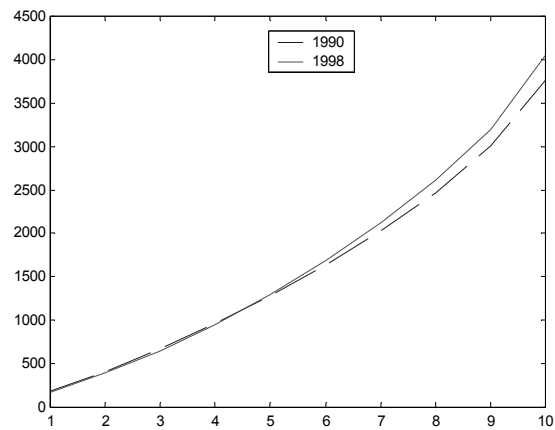


FIG. A.1 – Courbes de Lorenz généralisées, Revenu disponible échelle de Buhman, ménages en couples

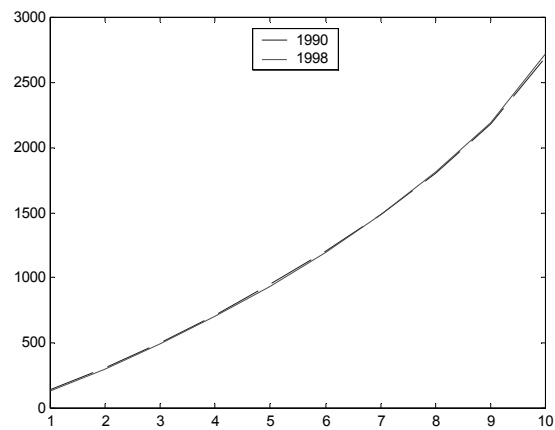


FIG. A.2 – Courbes de Lorenz généralisées, Consommation échelle de Buhman, ménages en couples

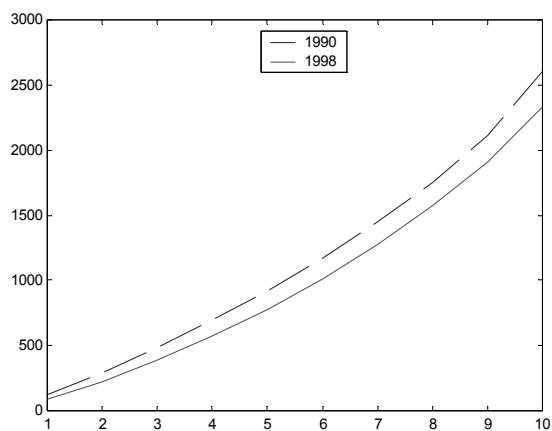


FIG. A.3 – Courbes de Lorenz généralisées, Utilité indirecte échelle de Buhman, ménages en couples

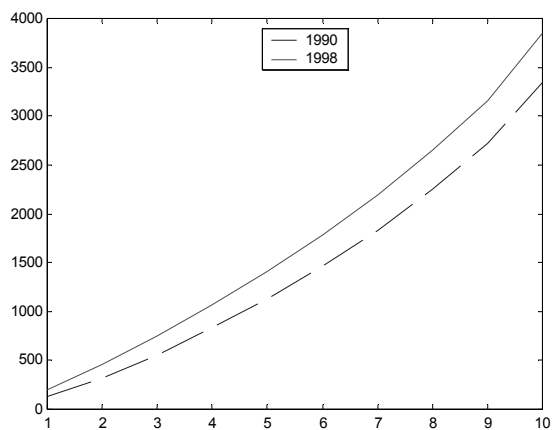


FIG. A.4 – Courbes de Lorenz généralisées, Revenu disponible échelle de Buhman, ménages célibataires

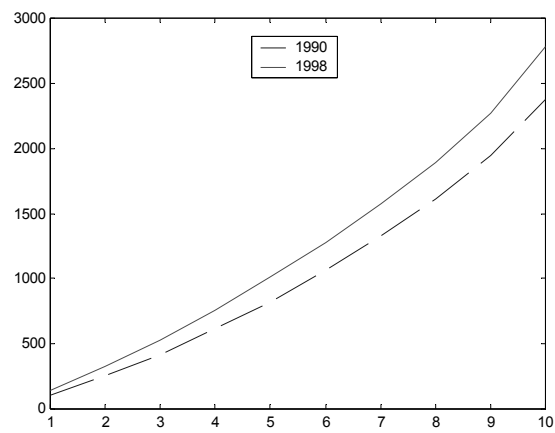


FIG. A.5 – Courbes de Lorenz généralisées, Consommation échelle de Buhman, ménages célibataires

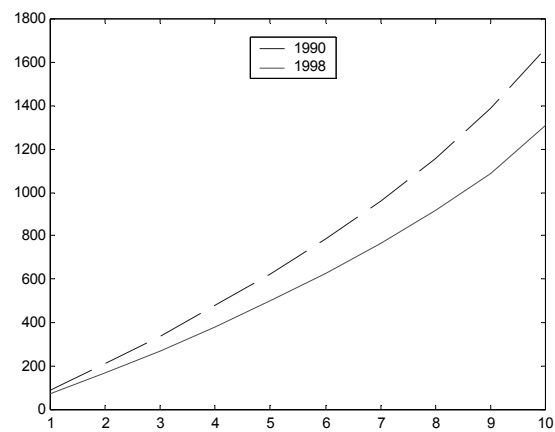


FIG. A.6 – Courbes de Lorenz généralisées, Utilité indirecte échelle de Buhman, ménages célibataires

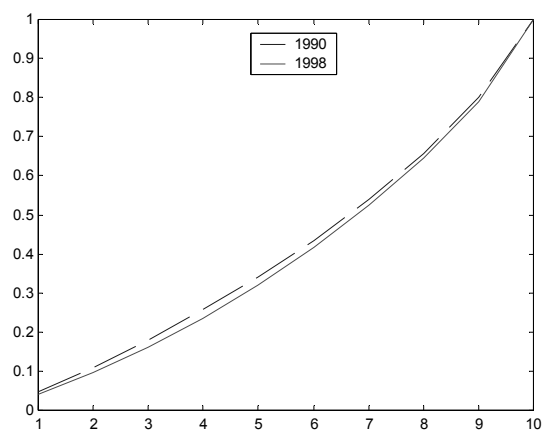


FIG. A.7 – Courbes de Lorenz, Revenu disponible, ménages en couple.

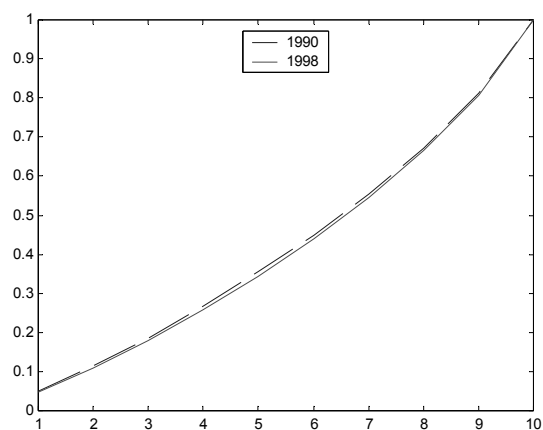


FIG. A.8 – Courbes de Lorenz, Consommation, ménages en couple.

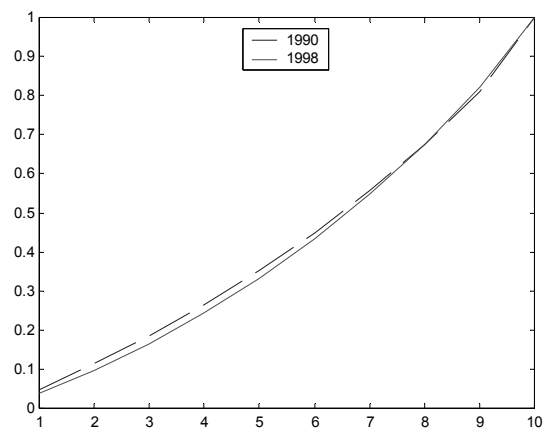


FIG. A.9 – Courbes de Lorenz, Utilité indirecte, ménages en couple.

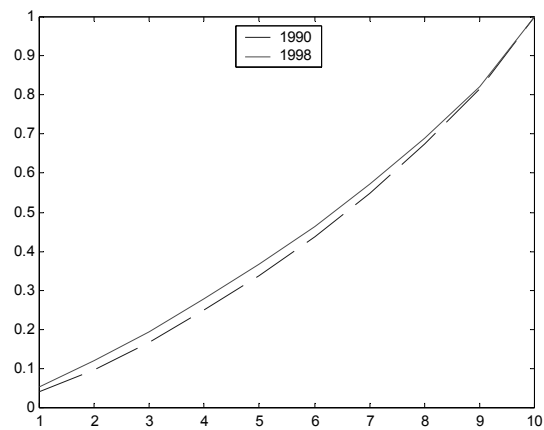


FIG. A.10 – Courbes de Lorenz, Revenu disponible, ménages célibataires.

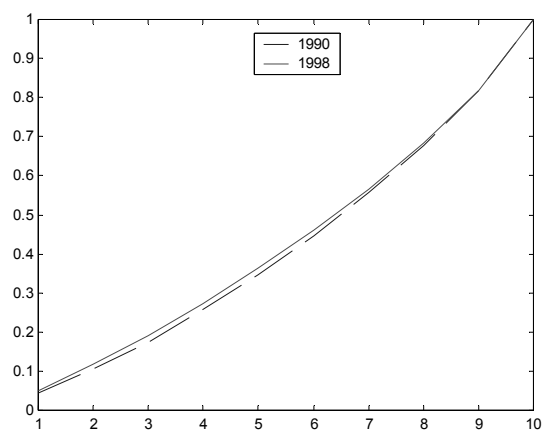


FIG. A.11 – Courbes de Lorenz, Consommation, ménages célibataires.

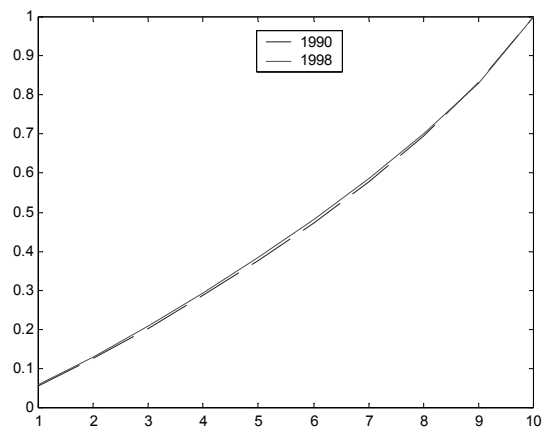


FIG. A.12 – Courbes de Lorenz, Utilité indirecte, ménages célibataires.

Annexe B

Les Suisses sont-ils prudents

B.1 Matrice de variance-covariance en présence de régresseurs estimés

Le modèle d'épargne de précaution avec le prévisseur de la variance suggéré par Miles[11] est décrit par les équations (B.1) à (B.3)

$$c_i = \rho y_i + D_i \pi + \varphi \widehat{e}_i^2 + v_i = \widehat{\mathbf{z}}_i \beta + v_i \quad (\text{B.1})$$

$$y_i = \mathbf{x}_i \phi + e_i \quad (\text{B.2})$$

$$\widehat{e}_i^2 = \left(y_i - \mathbf{x}_i \widehat{\phi} \right)^2 \quad (\text{B.3})$$

Soient \mathbf{x}_i le vecteur de variables explicatives du revenu courant, ϕ un vecteur de paramètre. $\widehat{\phi}$ est l'estimateur des MCO de ϕ . $\widehat{\mathbf{z}}_i = (y_i, D_i, \widehat{e}_i^2)$ le vecteur de variables explicatives de la consommation et \mathbf{h}_i est le vecteur d'instruments pour $\widehat{\mathbf{z}}_i$. La condition d'identification de l'estimateur de variables instrumentales requiert $L \geq K$. Soit $\beta' = (\rho, \pi', \varphi)$. $\widehat{\beta}$ est l'estimateur de variables instrumentales de β . La variance asymptotique corrigée est donnée par la formule (B.4).

$$Avar \left(\widehat{\beta} \right) = N^{-1} \left(\widehat{C}' \widehat{D}^{-1} \widehat{C} \right)^{-1} \widehat{C}' \widehat{D}^{-1} \widehat{M} \widehat{D}'^{-1} \widehat{C} \left(\widehat{C}' \widehat{D}^{-1} \widehat{C} \right)^{-1} \quad (\text{B.4})$$

avec $\widehat{C} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{h}_i' \widehat{\mathbf{z}}_i$, $\widehat{D} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{h}_i' \mathbf{h}_i$, $\widehat{M} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\mathbf{h}_i' \widehat{v}_i - \widehat{G} \widehat{r}_i \right) \left(\mathbf{h}_i' \widehat{v}_i - \widehat{G} \widehat{r}_i \right)'$ et $\widehat{G} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\widehat{\beta} \otimes \mathbf{h}_i \right)' \nabla_{\phi} \widehat{e}_i^2$. Le terme $\nabla_{\phi} \widehat{e}_i^2$ est le jacobien de \widehat{e}_i^2 , $\widehat{r}_i = -\widehat{A}^{-1} s_i \left(\widehat{\phi} \right)$ est la fonction d'influence, $\widehat{A}^{-1} = \left(2/N \sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i' \mathbf{x}_i \right)^{-1}$, $s_i \left(\widehat{\phi} \right) = -2e_i \mathbf{x}_i$ est le score et $\widehat{v}_i = c_i - \widehat{\mathbf{z}}_i' \widehat{\beta}$. La variance asymptotique non-corrigée, i.e. lorsque $\widehat{G} = \mathbf{0}$, est égale à celle de l'estimateur robuste de variables instrumentales, i.e.

$$Avar \left(\widehat{\beta} \right) = N^{-1} \left(\widehat{C}' \widehat{D}^{-1} \widehat{C} \right)^{-1} \widehat{C}' \widehat{D}^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \widehat{v}_i^2 \mathbf{z}_i' \mathbf{z}_i \right) \widehat{D}^{-1} \widehat{C} \left(\widehat{C}' \widehat{D}^{-1} \widehat{C} \right)^{-1}. \quad (\text{B.5})$$

B.2 Enquête Suisse sur la Population Active (ESPA), Données Panel 1992-1996

L'ESPA est une enquête sur le marché du travail Suisse et est réalisée annuellement sous la forme d'un panel rotatif. Chaque année 20 % de l'échantillon de l'année précédente est remplacé. Ainsi, nous pouvons construire un panel d'individus sur 5 années. L'ESPA donne des informations sur le revenu brut annuel des individus et certaines caractéristiques démographiques sur l'offre de travail, la formation et l'éducation. Pour la modélisation de la variance du revenu, nous utilisons les données panels de l'ESPA pour les années 1992 à 1996. Nous donnons en annexe (tableau A1) quelques statistiques descriptives pour cette enquête.

B.2.1 Résultats intermédiaires

Dans cette section, nous donnons les résultats des régressions du revenu disponible sur les déterminants du revenu permanent pour les données de l'ERC 1998 (tableau A2). Nous avons inclus dans ces régressions le canton d'habitation du ménage, afin de tenir compte des différences de revenu régionales, mais nous avons omis les estimations de ces coefficients dans les tableaux. Nous avons utilisé les variables suivantes pour les données de 1998¹ : l'âge, l'âge au carré, la dernière formation achevée, une variable muette pour le sexe (Sexe), une variable muette pour le fait d'être suisse (Suisse), le nombre de travailleurs présents dans le ménage, le statut d'activité (indépendants, salariés), le canton d'habitation du ménage, le type d'activité professionnelle (hauts fonctionnaires, profession intellectuelle, profession intermédiaire, administration, services, agriculture, artisan, ouvrier qualifié et ouvrier non qualifié), une variable muette indiquant si l'emploi du chef de ménage est un temps plein ou un temps partiel, le nombre d'enfants dans différentes tranches d'âge (moins de 5 ans, entre 5 et 10 ans, entre 10 et 15 et entre 15 et 20 ans), la taille du ménage et une variable muette qui prend la valeur 1 si le ménage est un couple marié (Marié). Nous avons corrigé les erreurs standards pour tenir compte de l'hétéroscédasticité potentielle du terme d'erreur.

Le R^2 de cette régression est de 0.44. Les paramètres de cette régression semblent relativement plausibles, du moins pour ceux qui sont significativement différents de zéro à un seuil de 5%. Par exemple, les personnes les moins éduquées (pas d'éducation ou école obligatoire) ont des revenus plus bas, alors que la détention d'un diplôme universitaire accroît sensiblement le revenu disponible. Le nombre d'enfants a tendance à diminuer le revenu disponible, même en incluant l'âge dans la régression. Ceci peut s'expliquer par le fait que bon nombre de femmes qui ont des enfants ne travaillent pas. Les variables Sexe et Suisse accroissent le revenu de façon statistiquement significative. Les indépendants ont quant à eux un revenu plus faible comparé au salariés, toutes autres choses égales par ailleurs. Enfin, les personnes dans les secteurs des services, de l'agriculture, les artisans et les ouvriers qualifiés et non qualifiés ont un revenu plus faible par rapport aux autres catégories socioprofessionnelles.

B.2.2 Estimation du processus de revenu ESPA 92-96

Sur le tableau 3, nous présentons les résultats de l'estimation de l'équation (2.25). Préalablement à l'estimation de cette équation, nous avons régressé le revenu du travail du ménage

¹Chaque variable concerne le chef de ménage

sur des caractéristiques démographiques qui sont l'âge, l'âge au carré, la taille du ménage et la variable marié. Les résidus de cette régression représentent R_{it}^* dans la régression 2.25. Nous avons estimé cette équation de revenu à l'aide du l'estimateur de variables instrumentales de Anderson-Hsiao [8]. Comme nous estimons un processus de revenu $ARMA(1, 1)$, le terme d'erreur est corrélé dans le temps. Nous utilisons donc comme instruments le revenu en niveau de 1992, une constante et les variables : éducations secondaire, Suisse et sexe. Nous avons une valeur de $\hat{\phi} = 0.5959$ et un $R^2 = 0.3035$.
(1.72)

Sur le tableau 4, nous présentons les résultats de la régression du carré des résidus de l'équation (2.25) sur des variables démographiques. Cette régression nous servira à construire le risque du revenu pour l'ERC 98. Pour des raisons de plausibilité des données, nous avons limité l'échantillon aux individus dont le revenu annuel brut est inférieur à 500'000 Fr. Nous avons régressé le carré du résidus de la régression (2.25) sur des variables démographiques telles que l'âge au carré, l'âge à la puissance 4, Suisse, une variable muette si la personne n'a terminé que l'éducation primaire (Education primaire), une variable muette si la personne n'a terminé que l'éducation secondaire (Education secondaire), Indépendant, Plein-temps et des variables d'interactions entre ces quatre dernières variables.

Nous remarquons que le pouvoir explicatif de notre régression est assez faible. Il résultera une mesure du risque qui comportera beaucoup de "bruit" et donc mesurera de façon très imparfaite le vrai risque du revenu. Pour les estimations du modèle d'épargne de précaution en utilisant les données panel de l'ESPA, nous prenons la deuxième spécification qui incorpore plus de variables explicatives. Ainsi, nous tentons de limiter le biais de variables omises.

B.3 Tableaux

Tableau A1
Statistiques descriptives ESPA 1992-1996

	1992	1993	1994	1995	1996
Revenu du travail	68381.37 (37492.22)	68453.10 (38241.66)	69449.87 (38568.75)	70519.77 (38859.27)	71620.17 (39587.91)
Taille du ménage	2.57 (1.36)	2.58 (1.35)	2.58 (1.35)	2.63 (1.35)	2.63 (1.36)
Marié	54.25	56.91	55.04	59.84	61.17
age	37.62 (10.44)	-	-	-	-
Suisse	87.77	88.57	88.70	88.43	88.96
Education secondaire	5.16	5.41	5.41	5.65	5.16
Plein-temps	78.59	77.12	75.8	74.47	75.27
Indépendant	5.98	5.90	5.80	5.85	7.18
Nombre d'observations	753	-	-	-	-

Source : ESPA 1992-1996

Tableau A2

Régression du revenu disponible pour l'ensemble de l'échantillon, ERC 1998

Variable	Coefficient	Variable	Coefficient
Age	126.86 (10.75)	Indépendants	-917.82 (-2.45)
Age ²	-1.20 (-9.52)	Salariés	-209.43 (-0.65)
Sexe	153.27 (1.71)	Militaires	1281.44 (0.96)
Suisse	480.06 (5.43)	Hauts fonctionnaires	1274.79 (5.56)
# de travailleurs	1170.58 (15.21)	Profession intellectuelle	233.66 (1.26)
pas d'éducation	-1758.45 (-3.55)	Profession intermédiaire	197.45 (1.26)
école obligatoire	-1609.33 (-3.44)	Administration	-1.14 (-0.01)
Formation professionnelle	-1269.21 (-2.60)	Services	-416.88 (-2.45)
CFC	-855.63 (-1.84)	Agriculture	-1459.73 (-5.90)
Ecole professionnelle	-676.32 (-1.41)	Artisan	-884.81 (-5.75)
Maturité professionnelle	-113.97 (-0.21)	Ouvrier qualifié	-688.62 (-3.99)
Formation professionnelle supérieure	209.38 (0.44)	Ouvrier non qualifié	-845.12 (-4.67)
Formation générale	-309.91 (-0.57)	# d'enfants < 5 ans	-1111.36 (-8.91)
Maturité	-285.71 (-0.60)	# d'enfants entre 5 et 10 ans	-1164.78 (-10.76)
Ecole de gestion	-688.53 (-1.33)	# d'enfants entre 10 et 15 ans	-1016.32 (-8.83)
Ecole technique	260.75 (0.51)	# d'enfants entre 15 et 20 ans	-863.38 (-6.67)
Ecole supérieure techniques	554.69 (1.16)	Marié	-15.41 (-0.13)
Université	1611.64 (3.20)	Taille du ménage	1131.54 (12.43)
Temps plein	630.59 (2.28)	locataire	-636.43 (-8.49)
Temps partiel	-404.06 (-1.41)	Constante	-951.18 (-1.51)
R^2	0.4371		
$F_{p.v.}$	0.00		

Nombre d'observations : 8328

statistiques t entre parenthèses

Tableau A3
Régressions de la variance du revenu

Variable explicative	I	II
constante	145.07 (1.74)	147.81 (0.89)
Age ²	7.00 (1.00)	9.69 (1.40)
Age ⁴	-0.10 (-0.56)	-0.175 (-0.99)
Suisse	0.48 (0.01)	18.02 (0.12)
Education primaire	-132.76 (-2.49)	-194.34 (-1.22)
Education secondaire	-122.89 (-3.50)	-259.83 (-1.86)
Indépendant	276.11 (4.42)	-23.84 (-0.09)
Plein-temps	-50.08 (-1.47)	20.57 (0.15)
Suisse·Education secondaire	-	133.87 (0.94)
Suisse·Plein-temps	-	-555.49 (-2.13)
Suisse·Indépendant	-	-59.55 (-0.50)
Plein-temps·Indépendant	-	85.80 (0.70)
Plein-temps·Education secondaire	-	-164.58 (-1.40)
Indépendant·Education secondaire	-	384.77 (2.05)
Suisse·Education primaire	-	298.46 (1.82)
Indépendant·Education primaire	-	117.83 (1.35)
Plein-temps·Education primaire	-	-411.69 (3.07)
R^2	0.112	0.143
Nombre d'observations	753	753

statistiques t entre parenthèses

Tableau A4
Statistiques descriptives EC 1990

	Moyenne	Ecart-type
Consommation	4716.52	2009.63
Revenu disponible	7075.43	3115.17
Taille du ménage	2.79	1.35
# d'enfants < 5 ans	0.27	0.60
# d'enfants 5 et 10 ans	0.22	0.53
# d'enfants entre 10 et 15 ans	0.12	0.40
# d'enfants entre 15 et 20 ans	0.67	0.47
Marié	66.8	
age	40.29	10.27
Suisse	87.29	
Sexe	77.05	
Education	12.43	4.55
Ntrav	1.43	0.52
Temps plein	88.21	
Moyen-Pays	25.91	
Région lémanique	15.89	
Zürich	17.78	
Région Nord-ouest	17.67	
Région Sud-Est	9.76	
Suisse centrale	8.49	
Indépendants	3.77	
Nombre d'observations : 1298		

Source : EC 90

Nous donnons ici les résultats des régressions du revenu disponible pour les données et de l'EC 90 (tableau A5). Pour cet échantillon, nous avons utilisé l'âge, l'âge au carré, la dernière formation achevée, une variable muette pour le sexe (Sexe), une variable muette pour le fait d'être suisse (Suisse), le nombre de travailleurs présents dans le ménage, le statut d'occupation (indépendant, paysan, cadre supérieur, cadre moyen ouvrier et travail dans une entreprise familiale), le canton d'habitation du ménage et une variable muette indiquant si l'emploi du chef de ménage est un temps plein ou un temps partiel.

Tableau A5
Régression du revenu disponible EC 1990

Variable	<i>Coefficient</i>	Variable	<i>Coefficient</i>
Age	297.65 (6.05)		
Age ²	-3.16 (-5.39)	Entreprise familiale	-329.12 (-0.47)
Sexe	-395.47 (-2.26)	Cadre supérieur	2973.43 (4.45)
Suisse	-27.77 (-0.08)	Cadre moyen ou inférieur	1161.11 (1.94)
# de travailleurs	2686.10 (16.77)	Ouvrier	205.14 (-1.48)
école obligatoire	-1976.12 (-6.21)	Constante	-2446.09 (-1.63)
Ecole professionnelle	-1012.18 (-3.24)		
Formation générale	-434.16 (-1.11)		
Formation professionnelle supérieure	-532.56 (-1.47)		
Ecole professionnelle supérieure	-115.13 (-0.30)		
Université	-1099.21 (-2.81)		
Temps plein	-2150.59 (-3.97)		
R^2	0.4482		
$F_{p.v.}$	0.00		
Nombre d'observations : 1298			

statistiques t entre parenthèses

Annexe C

Impôt sur le revenu et offre de travail féminine

C.1 Dérivées de la fonction d'offre de travail conditionnelle

Nous avons le système d'équations suivant

$$\begin{aligned}
 h_f &= \hat{h}_f(\hat{w}_f, h_m, m_f, Z) \\
 \hat{w}_f &= w_f(1 - T_Y) \\
 Y &= w_f h_f + w_m h_m + r A_{t-1}^* + N \\
 m_f &= T_Y w_f h_f + w_m h_m + r A_{t-1}^* + N - T - s
 \end{aligned}$$

Soit $\mathbf{y} = (h_f, \hat{w}_f, Y, m_f)$ et $\mathbf{x} = (w_f, h_m, w_m, Z, A_{t-1}^*, N, s)$ respectivement les vecteurs de variables endogènes et exogènes. Le système sous forme implicite s'écrit

$$f(\mathbf{y}, \mathbf{x}) = 0$$

Par le théorème de la fonction implicite, nous obtenons

$$\nabla_{\mathbf{x}} \mathbf{y} = -[\nabla_{\mathbf{y}} f(\mathbf{y}, \mathbf{x})]^{-1} \nabla_{\mathbf{x}} f(\mathbf{y}, \mathbf{x})$$

avec

$$\nabla_{\mathbf{x}} f = \begin{pmatrix} 0 & -\frac{\partial \hat{h}_f}{\partial h_m} & 0 & -\frac{\partial \hat{h}_f}{\partial Z} & 0 & 0 & 0 \\ -(1 - T_Y) & 0 & 0 & w_f T_{YZ} & 0 & 0 & 0 \\ -h_f & -w_m & -h_m & 0 & -r & -1 & 0 \\ -T_Y h_f & -w_m & -h_m & -w_f h_f T_{YZ} + T_Z & -r & -1 & 1 \end{pmatrix}$$

et

$$\begin{aligned}
 & -(\nabla_{\mathbf{y}} f)^{-1} = \\
 & \frac{1}{D_f} \begin{pmatrix} -1 & -\frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} & \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} T_{YY} w_f + \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} (w_f h_f T_{YY} - T_Y) & -\frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} \\ w_f^2 T_{YY} & 1 + \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} w_f^2 h_f T_{YY} & T_{YY} w_f \left(1 - T_Y w_f \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f}\right) & w_f^2 \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} T_{YY} \\ -w_f & -w_f \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} & T_Y w_f \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} - 1 & -w_f \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial m_f} \\ -w_f^2 h_f T_{YY} & -w_f^2 \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} h_f T_{YY} & -w_f h_f T_{YY} + T_Y + T_Y w_f^2 \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} T_{YY} & -1 - \frac{\partial \hat{h}_f}{\partial \hat{w}_f} T_{YY} w_f^2 \end{pmatrix},
 \end{aligned}$$

où

$$D_f = 1 + T_{YY}w_f^2\frac{\partial\hat{h}_f}{\partial\hat{w}_f} - T_{YY}w_f^2h_f\frac{\partial\hat{h}_f}{\partial m_f}.$$

Nous donnons ici les dérivées de la fonction d'offre de travail par rapport aux variables exogènes du modèle.

$$\begin{aligned}\frac{d\hat{h}_f}{dw_f} &= \frac{1}{D_f} \left[\frac{\partial\hat{h}_f}{\partial\hat{w}_f} [1 - T_Y - T_{YY}w_fh_f] + \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial m_f} (2T_Y - w_fh_fT_{YY}) h_f \right] \\ \frac{d\hat{h}_f}{dh_m} &= \frac{1}{D_f} \left\{ \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial h_m} + w_m \left[\frac{\partial\hat{h}_f}{\partial m_f} (1 - w_fh_fT_{YY} + T_Y) - \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial\hat{w}_f} T_{YY}w_f \right] \right\} \\ \frac{d\hat{h}_f}{dw_m} &= \frac{h_m}{D_f} \left[\frac{\partial\hat{h}_f}{\partial m_f} (1 - w_fh_fT_{YY} + T_Y) - \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial\hat{w}_f} T_{YY}w_f \right] \\ \frac{d\hat{h}_f}{dZ} &= \frac{1}{D_f} \left[\frac{\partial\hat{h}_f}{\partial Z} - \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial\hat{w}_f} w_fT_{YZ} + \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial m_f} (w_fh_fT_{YZ} - T_Z) \right] \\ \frac{d\hat{h}_f}{dN} &= \frac{1}{D_f} \left(\frac{\partial\hat{h}_f}{\partial m_f} (1 - w_fh_fT_{YY} + T_Y) - \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial\hat{w}_f} T_{YY}w_f \right) \\ \frac{d\hat{h}_f}{dA_{t-1}^*} &= \frac{r}{D_f} \left(\frac{\partial\hat{h}_f}{\partial m_f} (1 - w_fh_fT_{YY} + T_Y) - \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial\hat{w}_f} T_{YY}w_f \right) \\ \frac{d\hat{h}_f}{ds} &= -\frac{1}{D_f} \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial m_f} \\ \frac{dm_f}{dw_f} &= \frac{1}{D_f} \left\{ h_fT_{YY} \left[w_f^2 \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial\hat{w}_f} (1 - T_Y) + w_fh_f + T_Y \frac{\partial\hat{h}_f}{\partial\hat{w}_f} \right] \right\}\end{aligned}$$

C.2 Matrice de variance-covariance de l'estimateur MMG

Considérons la fonction d'offre de travail conditionnelle suivante :

$$h_{f,i} = \alpha \ln \hat{w}_{f,i} + \beta m_{f,i} + \delta h_{m,i} + Z_i \gamma + a \lambda (W_i \hat{\eta}) + u_{h_{f,i}} = \hat{\mathbf{z}}_i \beta + u_{h_{f,i}}$$

Soit $\hat{\mathbf{z}}_i = (\hat{w}_{f,i}, m_{f,i}, h_{m,i}, Z_i, \lambda(W_i \hat{\eta}))$ le vecteur de variables explicatives de la fonction d'offre de travail de la femme et \mathbf{h}_i est le vecteur d'instruments pour $\hat{\mathbf{z}}_i$. La condition d'identification de l'estimateur de variables instrumentales requiert $L \geq K$. Soit $\theta' = (\alpha, \beta, \delta, \gamma', a)$. Soit $\hat{\theta}$ l'estimateur de variables instrumentales de θ et est donné par la formule suivante

$$\hat{\theta} = \left[\sum_{i=1}^N \hat{\mathbf{z}}_i' \mathbf{h}_i \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{h}_i' \mathbf{h}_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{h}_i' \hat{\mathbf{z}}_i \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \hat{\mathbf{z}}_i' \mathbf{h}_i \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{h}_i' \mathbf{h}_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{h}_i' h_{f,i} \right].$$

Soit $\hat{\eta}$ est l'estimateur du maximum de vraisemblance du probit associé pour l'estimateur de Heckman en deux étapes. La variance asymptotique corrigée est donnée par la formule suivante

$$Avar(\hat{\theta}) = N^{-1} \left(\hat{C}' \hat{D}^{-1} \hat{C} \right)^{-1} \hat{C}' \hat{D}^{-1} \hat{M} \hat{D}'^{-1} \hat{C} \left(\hat{C}' \hat{D}^{-1} \hat{C} \right)^{-1}$$

avec $\hat{C} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{h}'_i \hat{\mathbf{z}}_i$, $\hat{D} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{h}'_i \mathbf{h}_i$,

$$\hat{M} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\mathbf{h}'_i \hat{u}_{h_f, i} - \hat{G} \hat{r}_i \right) \left(\mathbf{h}'_i \hat{u}_{h_f, i} - \hat{G} \hat{r}_i \right)',$$

$$\hat{G} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\theta} \otimes \mathbf{h}_i \right)' \nabla_{\eta} \lambda(W_i \hat{\eta}),$$

$\nabla_{\eta} \lambda(W_i \hat{\eta})$ est le Jacobien de $\lambda(W_i \hat{\eta})$, $\hat{r}_i = -\hat{A}^{-1} s_i(\hat{\eta})$ est la fonction d'influence, $s_i(\hat{\eta})$ est le score de la log-vraisemblance du probit associé et $\hat{u}_{h_f, i} = h_{f, i} - \hat{\mathbf{z}}_i \hat{\theta}$. Nous rappelons que

$$\lambda(W_i \hat{\eta}) = \frac{\varphi(W_i \hat{\eta})}{\Phi(W_i \hat{\eta})}$$

$$\nabla_{\eta} \lambda(W_i \hat{\eta}) = \frac{-\varphi(W_i \hat{\eta}) [\Phi(W_i \hat{\eta}) W_i \hat{\eta} + \varphi(W_i \hat{\eta})] W_i'}{\Phi(W_i \hat{\eta})^2}$$

$$s_i(\hat{\eta}) = \frac{\varphi(W_i \hat{\eta}) W_i' [d_i - \Phi(W_i \hat{\eta})]}{\Phi(W_i \hat{\eta}) [1 - \Phi(W_i \hat{\eta})]}$$

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{si } h_{f, i} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\hat{A} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{\varphi(W_i \hat{\eta})^2 W_i' W_i}{\Phi(W_i \hat{\eta}) [1 - \Phi(W_i \hat{\eta})]}$$

La variance asymptotique non-corrigée, c'est-à-dire lorsque $\hat{G} = \mathbf{0}$, est égale à

$$Avar(\hat{\theta}) = N^{-1} \left(\hat{C}' \hat{D}^{-1} \hat{C} \right)^{-1} \hat{C}' \hat{D}^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{v}_i^2 \hat{\mathbf{z}}_i' \hat{\mathbf{z}}_i \right) \hat{D}^{-1} \hat{C} \left(\hat{C}' \hat{D}^{-1} \hat{C} \right)^{-1}$$

Conclusion

Nous apportons ici quelques commentaires de conclusion à ce travail de thèse. Nous avons voulu dans cette thèse traiter trois différents problèmes empiriques liés au comportement économique des ménages. Dans le premier chapitre, nous avons voulu étudier les inégalités au cours des années nonante selon deux approches méthodologiques différentes. Nous avons montré que, selon l'indicateur de bien-être que nous prenions, les conclusions sur l'évolution des inégalités pouvaient être différentes. Lorsque nous prenons le revenu comme indicateur de bien-être social, ce-dernier semble avoir augmenté, alors que si nous considérons les dépenses de consommation l'image n'est plus aussi claire puisqu'il n'y a pas eu de changements. Enfin, notre mesure de bien-être calculée économétriquement donne au contraire l'image que la situation des ménages est devenue moins favorables. Cette méthode, bien que plus difficile à implémenter et soumise à des contraintes liées aux données, prend en compte explicitement plus de dimensions que ne le font les approches en termes de revenu ou de dépenses de consommation, car elle prend directement en compte, mais dans une certaine mesure, l'hétérogénéité des ménages.

Le second chapitre a montré que l'épargne des ménages suisses comportait en 1998 un motif de précaution. Cependant, ce motif n'était pas quantitativement important. Nous avons aussi trouvé que ce motif n'était pas présent chez toutes les catégories de ménages et variait au sein de la population. Il est important de quantifier ce motif pour des raisons de politique économique. Le modèle laisse penser que ce motif n'est pas très important quantitativement. Cependant il aurait augmenté au cours des huit années qui ont précédé l'ERC 98, période marquée par une récession importante pour l'économie Suisse.

Dans le troisième chapitre, nous avons estimé l'offre de travail des femmes mariées dans le contexte d'une imposition progressive du revenu et compatible avec le modèle de cycle de vie. Pour être totalement cohérent avec le modèle d'offre de travail unitaire, nous avons estimé une fonction d'offre de travail conditionnelle aux heures de travail du mari. Nous avons trouvé que cette variable n'était pas significative. Ce résultat suggère que les heures des hommes sont en quantité prédéterminées et influencent l'offre de travail de la femme uniquement au travers d'un effet revenu. Dans la plupart de la littérature sur l'offre de travail féminine, ce conditionnement n'est jamais effectué. Par ailleurs, l'élément dynamique du processus d'allocation de l'offre de travail et de l'épargne est très rarement incorporé dans ce genre d'études et n'a jamais été fait à notre connaissance pour la Suisse.