



La preuve d'une discrimination salariale fondée sur le sexe à l'aide de méthodes de régression

LAURENT BIERI*

Le Tribunal fédéral admet que les tribunaux peuvent s'appuyer sur des méthodes de régression pour déterminer si une personne est victime d'une discrimination salariale, et le cas échéant pour fixer le montant des dommages-intérêts. Le Tribunal fédéral estime cependant que les tribunaux n'ont pas à discuter les variables utilisées par l'expert lors de l'établissement du modèle de régression. Cette contribution défend l'idée que les tribunaux doivent au contraire examiner attentivement le modèle de régression, et que la jurisprudence du Tribunal fédéral devrait par conséquent être modifiée. Elle montre également l'intérêt, mais aussi les limites, des modèles de régression pour apprécier si l'on est en présence d'une discrimination salariale, et le cas échéant pour fixer le montant des dommages-intérêts.

Das Bundesgericht akzeptiert, dass sich die Gerichte auf Regressionsmethoden stützen können, um festzustellen, ob eine Person Opfer einer Lohndiskriminierung ist, und gegebenenfalls die Höhe des Schadenersatzes zu bestimmen. Das Bundesgericht ist aber der Ansicht, dass die Gerichte die Variablen, die der Experte bei der Erstellung des Regressionsmodells verwendet hat, nicht diskutieren müssen. Dieser Beitrag hält dafür, dass die Gerichte das Regressionsmodell sehr wohl sorgfältig prüfen sollten und dass die Rechtsprechung des Bundesgerichts folglich geändert werden solle. Er zeigt überdies den Nutzen der Regressionsmodelle, aber auch deren Grenzen für die Beurteilung, ob eine Lohndiskriminierung vorliegt, und gegebenenfalls für die Festsetzung der Höhe des Schadenersatzes.

Plan

- I. Introduction
- II. L'arrêt de principe : ATF 130 III 145
 - A. Le résumé des faits
 - B. Les principales considérations juridiques
- III. L'établissement du modèle de régression
 - A. Les principes
 - B. L'ajout de variables
 - C. Le biais des variables omises
 - D. Le biais des variables incluses
 - E. Les erreurs de mesure
 - F. Le modèle utilisé dans l'affaire
- IV. Le rôle des tribunaux lors de l'établissement du modèle de régression
- V. La détermination de l'existence d'une discrimination
- VI. La détermination du préjudice
- VII. Conclusion

I. Introduction

Dans un arrêt de principe du 22 décembre 2003, le Tribunal fédéral a implicitement admis que les tribunaux pouvaient s'appuyer sur des méthodes de régression afin de se prononcer sur l'existence d'une discrimination salariale

fondée sur le sexe, et le cas échéant pour fixer le montant des dommages-intérêts¹.

À cette occasion, le Tribunal fédéral a également précisé que les juges cantonaux « n'avaient évidemment pas à discuter les variables et les coefficients que l'expert a intégrés dans sa formule » vu qu'ils n'avaient « pas de compétences spéciales en sciences du travail et en économie »².

L'objectif de cette contribution est de montrer que, contrairement à ce qu'affirme le Tribunal fédéral, les tribunaux doivent examiner attentivement les variables qui

* LAURENT BIERI, Professeur à l'Université de Lausanne. Je remercie Mme Semsija Etemi, assistante à l'Université de Lausanne, pour sa relecture du manuscrit et pour ses commentaires. Je remercie également le professeur d'économie Yves Flückiger, actuel recteur de l'Université de Genève, pour les renseignements fournis au sujet du modèle de régression qu'il a utilisé dans l'affaire qui a donné lieu à l'ATF 130 III 145.

¹ ATF 130 III 145. Voir aussi TF, 4P.205/2003, 22.12.2003 et TF, 4P.253/2002, 22.12.2003, rendus dans la même affaire. S'agissant des décisions rendues par les autorités cantonales dans cette affaire, voir Décision de la Cour civile du Tribunal cantonal du canton de Vaud du 2 novembre 2001 – CR99.002511 305/2001 et la Décision de la Chambre des recours du Tribunal cantonal du canton de Vaud du 21 février 2003. L'usage de méthodes de régression pour apprécier l'existence d'une discrimination dans le cadre d'une procédure judiciaire a apparemment été suggéré pour la première fois en 1975. Voir Note, Beyond the Prima Facie Case in Employment Discrimination Law : Statistical Proof and Rebuttal, Harvard Law Review 1975, 387 ss. Parmi les contributions fondatrices sur l'usage de méthodes de régression pour apprécier l'existence de discriminations sur le marché du travail, voir en particulier ALAN S. BLINDER, Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates, Journal of Human Resources 1973, 436 ss ; RONALD OAXACA, Male-female wage differentials in urban labor markets, International Economic Review 1973, 693 ss. Pour une présentation de développements plus récents, voir NICOLAS FORTIN/THOMAS LEMIEUX/SERGIO FIRPO, Decomposition Methods in Economics, in : Orley Ashenfelter/David Card (édit.), Handbook of Labor Economics, San Diego/Radarweg 2011, Volume 4a, chapitre 1.

² ATF 130 III 145 c. 3.2.

ont été utilisées par l'expert, et comment ces variables ont été intégrées dans le modèle de régression. Si les tribunaux n'examinent pas les choix opérés lors de l'établissement d'un modèle de régression, et plus fondamentalement s'ils ne comprennent pas les limites du modèle utilisé, ils ne peuvent pas apprécier sa pertinence pour se prononcer sur l'existence d'une discrimination salariale, et le cas échéant pour fixer les dommages-intérêts³.

Deux limites de cette contribution méritent d'être mises en évidence. Premièrement, seule l'hypothèse d'une action individuelle d'une personne qui se plaint d'une discrimination salariale dans le secteur privé – soit la situation dans l'arrêt de principe déjà mentionné –, sera envisagée ; il n'est toutefois pas exclu que certaines réflexions présentées puissent être pertinentes dans d'autres situations. Deuxièmement, seules les méthodes de régres-

sion seront discutées en détail ; les autres moyens de preuve envisageables ne seront qu'évoqués⁴.

Après une présentation de l'arrêt de principe, cette contribution montre que de nombreux choix sont nécessaires lors de l'établissement d'un modèle de régression, et que ces choix peuvent influencer les résultats. Elle examine ensuite le rôle des tribunaux lors de l'établissement du modèle de régression, puis l'usage qui peut être fait d'un tel modèle pour déterminer s'il existe une discrimination salariale, et le cas échéant pour fixer les dommages-intérêts.

II. L'arrêt de principe : ATF 130 III 145

A. Le résumé des faits

Suite à son licenciement, une avocate qui travaillait comme juriste dans une société multinationale agit contre son ancien employeur en paiement d'une indemnité pour discrimination salariale.

Une première expertise, confiée à un psychologue, arrive à la conclusion que l'employée n'a pas subi de discrimination salariale fondée sur le sexe, alors qu'une seconde expertise, confiée à un économiste – le professeur Yves Flückiger, alors professeur d'économie à l'Université de Genève –, fondée sur une analyse de régression, arrive à la conclusion inverse.

Après avoir admis que la demanderesse avait été victime d'une discrimination salariale, la Cour civile du Tribunal cantonal du canton de Vaud condamne l'employeur au paiement du salaire dû. L'employeur recourt devant le Tribunal fédéral.

B. Les principales considérations juridiques

Après avoir rappelé que l'homme et la femme ont droit à un salaire égal pour un travail de valeur égale, le Tribunal fédéral relève que « si l'équivalence entre les fonctions dans une entreprise n'est pas patente » ou « si elle n'est pas établie autrement », c'est à l'expert « qu'il revient de dire si lesdites fonctions peuvent se comparer les unes aux autres et de déterminer les critères qui entrent alors en ligne de compte » (c. 3.1.2).

Le Tribunal fédéral précise que « la détermination de la valeur comparative des activités différentes doit se faire

³ Dans ce sens, par exemple DAVID H. KAYE/DAVID A. FREEDMAN, Reference Guide on Statistics, in : Federal Judicial Center (édit.), Reference Manual on Scientific Evidence, 3^e éd., États-Unis 2011, 211 ss, spécialement 272, Internet : <https://www.fjc.gov/sites/default/files/2012/SciMan3D07.pdf> (consulté le 31.7.2019) : « In employment discrimination cases, and other contexts too, a wide variety of models can be used. This is only to be expected, because the science does not dictate specific equations. » Voir aussi KAYE/FREEDMAN (n. 3), 281, qui relèvent que de tels modèles de régression nécessitent « a host of assumptions » ; FRITZ DOLDER/MATTHIAS MOELLENEY, Betriebliche Lohnanalyse mit Hilfe der multiplen Regression – Teil 1, Jusletter du 22.5.2017, N 13 et MATTHIAS MOELLENEY/FRITZ DOLDER, Betriebliche Lohnanalyse mit Hilfe der multiplen Regression – Teil 2, Jusletter du 3.7.2017, N 1, qui affirment que l'auteur du modèle peut influencer les résultats, en particulier lors du choix des variables indépendantes ; Note, Title VII, Multiple Linear Regression Models, and the Courts : An Analysis, Law and Contemporary Problems 1983, 283 ss, 295 (« Multiple regression models have the potential to become a valuable tool for truth-finding in Title VII litigation. They should not, however, be embraced without question by the courts as conclusive evidence of the presence or absence of discrimination. Nor should they be rejected out of hand because of their complexity or the impossibility of creating a model that perfectly fits its data. Courts and attorneys dealing with multiple regression models should rationally evaluate the capabilities and limitations of each model in the context of the specific fact situation it is designed to illuminate. Only in this way will the truth-finding potential of multiple regression models be fully realized ») ; MARIANNE SCHÄR MOSER/JÜRIG BAILLOD, Discriminations salariales et instruments d'analyse – Un guide pour la pratique juridique, édité par le Bureau fédéral de l'égalité entre femmes et hommes et la Fédération suisse des avocats, Berne et autres 2006, 65 (« Le choix des variables est une étape déterminante, qui influe sur le résultat des analyses »). Voir toutefois YVES FLÜCKIGER, Approche économique des discriminations salariales et de l'évaluation des dommages subis, PJA 2001, 1340 ss, spécialement 1346, qui estime que cette méthode est « difficilement attaquant car elle laisse très peu de place à la subjectivité ».

⁴ Pour une comparaison entre les analyses de régression et les évaluations analytiques du travail, voir STEVE BINGGELI/OLIVER SCHRÖTER/JENNIFER BIERI, Analyses de l'égalité salariale, Jusletter du 26.3.2018 ; SCHÄR MOSER/BAILLOD (n. 3).

auprès d'un seul et même employeur, car il ne saurait être question, sauf circonstances spéciales, de procéder à des comparaisons entre plusieurs entreprises, communes ou cantons, qui ont des systèmes de rémunération totalement indépendants les uns des autres » (c. 3.1.2).

S'agissant de l'appréciation du modèle de régression, le Tribunal fédéral précise que « du moment que les magistrats de la Cour civile n'avaient pas de compétences spéciales en sciences du travail et en économétrie, ils n'avaient évidemment pas à discuter les variables et les coefficients que l'expert a intégrés dans sa formule » (c. 3.2).

L'employée a rendu vraisemblable l'existence d'une discrimination salariale fondée sur le sexe en s'appuyant sur des comparaisons avec son prédécesseur et son successeur, en démontrant qu'elle était une des seules cadres de l'entreprise à ne pas avoir reçu de bonus, et en faisant valoir de manière convaincante qu'elle n'avait pas obtenu une promotion qui lui semblait promise (c. 4).

Lorsque l'existence d'une discrimination liée au sexe est rendue vraisemblable, il incombe à l'employeur d'apporter la preuve complète que la différence de traitement repose sur des facteurs objectifs, ce qu'il n'a pas été en mesure de faire en l'espèce (c. 5.2).

Enfin, le Tribunal fédéral rappelle que la victime d'une discrimination salariale fondée sur le sexe a droit au paiement du salaire dû, et constate que la méthode adoptée par la Cour civile pour déterminer le montant de l'indemnité est appropriée. Le recours est par conséquent rejeté (c. 6).

III. L'établissement du modèle de régression

A. Les principes

Le fait qu'un homme gagne plus qu'une femme, ou qu'une femme gagne plus qu'un homme, ne signifie pas nécessairement qu'il existe une discrimination salariale. Pour qu'il y ait discrimination salariale, il faut qu'il existe une différence de salaire qui n'est pas justifiée par des motifs objectifs⁵.

Parmi les motifs qui peuvent justifier une différence de salaire figurent en particulier ceux qui influencent la valeur du travail, comme « la formation, le temps passé dans une fonction, la qualification, l'expérience professionnelle, le domaine concret d'activité, les prestations effectuées, les risques encourus et le cahier des charges »⁶.

Des « disparités salariales peuvent également se justifier pour des motifs qui ne se rapportent pas immédiatement à l'activité en cause, mais qui découlent de pré-occupations sociales, comme les charges familiales ou l'âge »⁷.

Par ailleurs, « la position de force d'un travailleur dans la négociation salariale et la situation conjoncturelle peuvent conduire à une différence de rémunération pour un même travail ; mais les disparités de salaire qui sont dues à des occasions de négociation différentes ou qui résultent de fluctuations conjoncturelles doivent être compensées dès qu'il est raisonnablement possible de le faire pour l'employeur, le cas échéant dans le délai d'une année »⁸.

Pour qu'une différence salariale soit justifiée, « il ne suffit pas que l'employeur invoque n'importe quel motif : il doit au contraire démontrer qu'il poursuit un but objectif qui répond à un véritable besoin de l'entreprise et que les mesures discriminatoires adoptées sont propres à atteindre le but recherché, sous l'angle du principe de la proportionnalité »⁹. Par exemple des connaissances linguistiques supplémentaires peuvent justifier une différence de salaire, mais la différence ne doit pas être disproportionnée¹⁰.

Pour déterminer s'il existe une discrimination salariale, il faut donc tenir compte des facteurs qui peuvent justifier des différences de salaire. En d'autres termes, il faut comparer le salaire de personnes de sexes opposés mais qui présentent par ailleurs les mêmes caractéristiques.

Il est aujourd'hui rare que deux personnes qui exercent exactement la même activité obtiennent une rémunération

⁵ Voir FLORENCE AUBRY-GIRARDIN, in : Gabriel Aubert/Karine Lempen (édit.), Commentaire de la loi sur l'égalité entre femmes et hommes, Genève 2011, art. 3 LEg N 23 ss ; KARINE LEMPEN, in : Gabriel Aubert/Karine Lempen (édit.), Commentaire de la loi sur l'égalité entre femmes et hommes, Genève 2011, art. 3 LEg N 11 ss. Il y a aussi discrimination salariale s'il n'y a pas de différence de salaire, alors qu'il existe des motifs qui justifient une différence.

⁶ ATF 130 III 145 c. 5.2. Voir aussi AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LEg N 23 ss ; FLORENCE AUBRY-GIRARDIN, Les problèmes qui se posent aux juges lors de l'application de la LEg, in : Jean-Philippe Dunand/Karine Lempen/Pascal Mahon (édit.), L'égalité entre femmes et hommes dans les relations de travail, Zurich 2016, 95 ss, spécialement 105 ss ; LEMPEN (n. 5), art. 3 LEg N 11 ss.

⁷ ATF 130 III 145 c. 5.2.

⁸ ATF 130 III 145 c. 5.2.

⁹ ATF 130 III 145 c. 5.2. Voir aussi, par exemple, TF, 4A_449/2008, 25.2.2009, c. 3 ; LEMPEN (n. 5), art. 3 LEg N 11.

¹⁰ Dans ce sens, par exemple, AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LEg N 40 ; AUBRY-GIRARDIN (n. 6), 106 s.

différente¹¹. En général, le problème consiste plutôt à déterminer si des activités différentes sont de valeur égale¹².

L'intérêt d'une analyse de régression est précisément de permettre une estimation de l'influence du sexe sur le salaire pour des personnes qui présentent par ailleurs les mêmes caractéristiques¹³. Afin d'expliquer le fonctionnement d'une analyse de régression dans notre contexte, il sera supposé dans un premier temps que seul le niveau d'études et le sexe peuvent avoir un effet sur le salaire.

Afin de modéliser l'effet du niveau d'études et du sexe sur le salaire, il faut faire de nombreux choix¹⁴. S'agissant de la variable dépendante¹⁵, à savoir le salaire, il faut par exemple déterminer s'il s'agit d'un salaire à l'heure ou

d'un salaire annuel¹⁶. La distinction peut être importante si les employés ne travaillent pas tous le même nombre d'heures par année¹⁷. Si des données fiables sur le nombre d'heures effectivement travaillées ne sont pas disponibles, il est difficile de déterminer précisément le salaire horaire, ce qui peut influencer les résultats. Il convient également de déterminer si le salaire horaire doit être le même quel que soit le nombre d'heures travaillées, ou s'il faut au contraire admettre que la productivité varie en fonction du nombre d'heures travaillées¹⁸.

La détermination du niveau d'études peut également présenter des difficultés. Le plus simple consiste probablement à prendre en compte le nombre d'années d'études. Mais d'autres possibilités sont envisageables. Plutôt que le nombre d'années d'études, on peut par exemple se baser sur le diplôme le plus élevé obtenu¹⁹, ou sur le diplôme exigé pour le poste.

On peut également envisager de tenir compte du type d'études²⁰. Par exemple, selon les circonstances, il peut être opportun de distinguer les années passées à étudier l'informatique, le droit, ou la sociologie.

¹¹ Dans ce sens YVES FLÜCKIGER, Expertise en matière de discrimination salariale : le point de vue économique, in : Jean-Philippe Dунand/Karine Lempen/Pascal Mahon (édit.), *L'égalité entre femmes et hommes dans les relations de travail*, Zurich 2016, 199 ss, spécialement 203. Voir aussi JAMES HECKMAN, *Detecting Discrimination*, *The Journal of Economic Perspectives* 1998, 101 ss, spécialement 103.

¹² Voir ATF 124 II 436 c. 7a ; AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LÉg N 23 ss.

¹³ Sur les analyses de régression en général, voir par exemple JOSHUA ANGRIST/JÖRN-STEFFEN PISCHKE, *Mastering 'Metrics : The Path from Cause to Effect*, Princeton 2015 ; RICHARD BERK, *Regression Analysis : A Constructive Critique*, Londres/New Delhi 2003 ; DAVID A. FREEDMAN, *Statistical Models : Theory and Practice*, Cambridge et autres 2009 ; ANDREW GELMAN/JENNIFER HILL, *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*, Cambridge et autres 2007 ; RICHARD McELREATH, *Statistical Rethinking*, Londres 2016. Sur l'utilisation des méthodes de régression devant les tribunaux, voir en particulier DAVID COPE, *Fundamentals of Statistical Analysis*, New York et autres 2005 ; KAYE/FREEDMAN (n. 3), 211 ss ; ROBERT M. LAWLESS/JENNIFER K. ROBBENOLT/THOMAS S. ULEN, *Empirical Methods in Law*, New York et autres 2010 ; DANIEL RUBINFELD, *Reference Guide on Multiple Regression*, in : *Federal Judicial Center (édit.), Reference Manual on Scientific Evidence*, 3^e éd., États-Unis 2011, 303 ss, Internet : <https://www.fjc.gov/sites/default/files/2015/SciMan3D08.pdf> (consulté le 31.7.2019) ; ALAN SYKES, *The Inaugural Coase Lecture – An Introduction to Regression Analysis*, Chicago 1993, 1 ss, Internet : <https://pdfs.semanticscholar.org/7a07/5776db74495a03ca38750513f331b80f687e.pdf> (consulté le 31.7.2019).

¹⁴ Voir les références citées ci-dessus n. 3.

¹⁵ Plutôt que d'utiliser le salaire (ou le logarithme du salaire) comme variable dépendante, il a parfois été suggéré d'utiliser le salaire comme variable indépendante, et le niveau de qualification comme variable dépendante. En d'autres termes, plutôt que de déterminer si les hommes et les femmes ont le même salaire pour un même niveau de qualification, il s'agit d'examiner si les hommes et les femmes ont le même niveau de qualification pour un même salaire. Il n'est pas exclu que les deux approches conduisent à des résultats différents. Pour plus de détails, voir ARLEN S. ASH, *The Perverse Logic of Reverse Regression*, in : David H. Kaye/Mikel Aickin (édit.), *Statistical Methods in Discrimination Litigation*, New York 1986, 85 ss, et les références citées.

¹⁶ Sur l'influence du nombre d'heures de travail, voir notamment ATF 130 III 145 c. 5.5.1, où il est précisé que l'employée bénéficiait d'une semaine de vacances supplémentaires, mais que cela ne permettait pas de justifier la différence de salaire constatée. Voir aussi FLORENCE AUBRY-GIRARDIN, *Égalité salariale et décisions judiciaires : questions pratiques du point de vue de la justice*, PJA 2005, 1062 ss, spécialement 1069.

¹⁷ Voir RUBINFELD (n. 13), 313, qui relève à raison que le nombre d'heures de travail peut refléter des discriminations. Il ne s'agit alors toutefois pas d'une discrimination salariale, mais d'une discrimination dans l'attribution des tâches et/ou dans l'aménagement des conditions de travail (art. 3 al. 2 LÉg).

¹⁸ Il est généralement admis que rémunérer différemment les heures de travail effectuées par les personnes qui travaillent à temps partiel peut être indirectement discriminatoire. Voir TF, 4C.57/2002, 10.9.2002 c. 2.2 ; ATF 124 II 436 c. 8 ; AUBRY-GIRARDIN (n. 6), n. 38 ; AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LÉg N 26 ; BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 54 ; LEMPEN (n. 5), art. 3 LÉg N 10. Mais dans certains domaines, la productivité peut augmenter (ou diminuer) avec le nombre d'heures de travail. Il paraît alors approprié d'en tenir compte. Sur les différences entre les domaines, voir CLAUDIA GOLDIN, *A Grand Gender Convergence : Its Last Chapter*, *American Economic Review* 2014, 1091 ss.

¹⁹ Voir par exemple GEORGE P. MCCABE, *Regression Analysis in Discrimination Cases*, in : David H. Kaye/Mikel Aickin (édit.), *Statistical Methods in Discrimination Litigation*, New York 1986, 69 ss, spécialement 77.

²⁰ Voir CHRISTINA FELFE/JUDITH TRAGESER/ROLF ITEN, *Étude des analyses appliquées par la Confédération pour évaluer l'égalité des salaires entre femmes et hommes – Rapport final*, Rapport établi sur mandat du Bureau fédéral de l'égalité entre femmes et hommes, Saint-Gall/Zurich 2015, 1 ss, spécialement 60 ss, Internet : <https://www.ebg.admin.ch/ebg/fr/home/documentation/publications-en-general/publications-travail.html#293068085> (consulté le 31.7.2019).

Il peut en outre être délicat de savoir comment prendre en considération certaines formations. Par exemple, pour des juristes, les années passées à effectuer un stage d'avocat sont-elles des années d'études ? Qu'en est-il des années passées à rédiger une thèse de doctorat en droit ? Qu'en est-il du temps passé à obtenir un titre d'avocat spécialiste ? Des études de droit effectuées à l'étranger doivent-elles être prise en considération de la même manière que des études de droit effectuées en Suisse ?

Par ailleurs, la prise en compte du niveau d'études peut poser des problèmes délicats si la variable « sexe » est parfaitement, ou fortement, corrélée avec le niveau d'études (ou le type d'études)²¹. Si la variable « sexe » est parfaitement corrélée avec le niveau d'études, il n'est pas possible de distinguer l'effet respectif des deux variables²². Par exemple, si tous les collaborateurs d'une étude d'avocats sont titulaires d'un doctorat en droit, et qu'aucune collaboratrice n'est titulaire d'un tel diplôme, l'analyse de régression ne permet pas de distinguer l'influence respective du sexe et du doctorat sur le salaire. Si la variable « sexe » est fortement corrélée avec le niveau d'études, il est possible d'estimer l'influence respective de ces deux variables, mais l'estimation risque d'être imprécise²³.

Une fois le niveau d'études déterminé, une autre difficulté concerne la manière de tenir compte de l'influence du niveau d'études sur le salaire. Une année d'études supplémentaire a-t-elle toujours la même influence sur le salaire, quel que soit le nombre d'années d'études, ce qui suppose une relation linéaire entre le nombre d'années d'études et le salaire ? L'approche usuelle consiste plutôt à supposer qu'il existe une relation linéaire entre le logarithme du salaire et le nombre d'années d'étude²⁴. En d'autres termes, il est supposé que chaque année d'études supplémentaire augmente le salaire à peu près dans la même proportion (par exemple à peu près 10% par année

d'études)²⁵. Mais d'autres approches sont évidemment possibles²⁶.

On peut aussi se demander s'il est justifié d'examiner l'ensemble de l'entreprise, ou s'il convient plutôt de se focaliser sur certaines parties de l'entreprise, qui seraient par hypothèse suffisamment distinctes²⁷. Il faut toutefois garder à l'esprit que le choix de l'entreprise de mieux rémunérer les personnes travaillant dans certains départements peut représenter une discrimination salariale indirecte²⁸.

Il n'est pas non plus exclu d'éliminer certaines observations très particulières (« outliers »), qui pourraient donner une image trompeuse de la situation²⁹. Il peut aussi être utile d'examiner si le fait d'éliminer ces observations particulières influence beaucoup les résultats³⁰.

Il convient également de déterminer comment le sexe est pris en considération dans le modèle. Le plus simple consiste à ajouter une variable binaire, les femmes obtenant par exemple la valeur « 1 » et les hommes la valeur « 0 » (ou l'inverse)³¹. Mais cela suppose qu'une année d'études supplémentaire a le même effet pour les hommes et pour les femmes (par exemple 10% de salaire en plus par année d'études), ce qui n'est pas forcément le cas³². Il peut donc se justifier de tenir compte de l'interaction entre le sexe et le nombre d'années d'études³³.

Une fois que toutes les caractéristiques du modèle sont déterminées, il faut estimer les paramètres³⁴. En général, la

²¹ Voir RUBINFELD (n. 13), 324.

²² Voir RUBINFELD (n. 13), 324.

²³ Voir RUBINFELD (n. 13), 324 ; LAWLESS/ROBBENOLT/ULEN (n. 13), 326 ss. Selon le Tribunal fédéral, l'employeur doit établir en quoi une formation plus poussée est utile pour le travail en question (ATF 142 II 49 c. 8.2). Voir aussi AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LEg N 40 ; FRANÇOIS BOHNET, La vraisemblance au sens de l'article 6 de la Loi fédérale sur l'égalité entre femmes et hommes au regard de la jurisprudence fédérale, Avis de droit sur mandat du Bureau fédéral de l'égalité, Neuchâtel 2018, N 103, Internet : <https://www.ebg.admin.ch/ebg/fr/home/documentation/publications-en-general/publications-droit.html> (consulté le 31.7.2019).

²⁴ Voir par exemple ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 60.

²⁵ Voir ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 60 et 93 ss.

²⁶ Voir FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 60, avec références, qui relèvent qu'on utilise de plus en plus des variables binaires pour le nombre d'années d'études afin de ne pas supposer que chaque année d'études augmente le salaire dans la même proportion.

²⁷ Il peut aussi se justifier d'utiliser des modèles multiniveaux. Sur les modèles multiniveaux, voir par exemple GELMAN/HILL (n. 13) et McELREATH (n. 13).

²⁸ Dans ce sens BOHNET (n. 23), N 95.

²⁹ Voir RUBINFELD (n. 13), 326 s. Voir également FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 100. Plutôt sceptiques quant à la nécessité de supprimer des valeurs extrêmes BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 52.

³⁰ Voir RUBINFELD (n. 13), 326, et surtout 345 ss.

³¹ Voir par exemple KAYE/FREEDMAN (n. 3), 271 ; RUBINFELD (n. 13), 338 et 350 ss. Si nécessaire, il est possible d'ajouter d'autres catégories. Sur les variables binaires en général, voir par exemple ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 88 ss.

³² Voir par exemple RUBINFELD (n. 13), 316 s. ; SYKES (n. 13), 14.

³³ Sur l'interaction entre la variable « sexe » et la variable « niveau d'études », voir par exemple LAWLESS/ROBBENOLT/ULEN (n. 13), 343 s. ; SYKES (n. 13), 29 ss. Plus généralement sur l'importance d'examiner les effets d'interaction, voir RUBINFELD (n. 13), 316 s. Sur le risque de perte de puissance, voir MCCABE (n. 19), 77 s. et FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), n. 20.

³⁴ Le modèle peut par exemple se présenter de la manière suivante : $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$, pour les i observations, avec y_i la variable dépendante (en l'espèce le salaire, ou plus vraisemblablement le logarithme du salaire), x_{i1} la variable binaire (égale à 1 pour

stratégie consiste à choisir les paramètres qui minimisent la somme des carrés des différences entre les valeurs prédites par le modèle et les valeurs mesurées (méthode dite des « moindres carrés »)³⁵. Mais d'autres approches sont possibles, et peuvent présenter un intérêt dans certaines situations³⁶.

Une fois les paramètres estimés, il est possible d'apprécier l'influence du niveau d'études sur les salaires. Plus important dans notre contexte, il est aussi possible, en examinant le coefficient associé à la variable « sexe », appelé « coefficient de discrimination », d'estimer l'influence du sexe sur les salaires³⁷. En d'autres termes, il est possible de déterminer si les femmes ont tendance à gagner moins (ou plus) que les hommes pour un même niveau d'études.

Il convient toutefois de garder à l'esprit que beaucoup d'hypothèses doivent être faites pour arriver à ce résultat³⁸, et que quels que soit les choix opérés, le modèle de

régression ne peut être qu'une approximation de la réalité³⁹.

B. L'ajout de variables

Il n'y a pas que le nombre d'années d'études qui peut justifier une différence de salaire. D'autres éléments peuvent jouer un rôle. Le modèle de régression doit idéalement tenir compte de toutes les variables pertinentes.

Afin d'expliquer comment intégrer des variables supplémentaires, on commencera par expliquer comment tenir compte de l'expérience, en plus du nombre d'années d'études. D'autres variables seront discutées par la suite.

Il existe plusieurs manières de prendre en compte l'expérience⁴⁰. On peut par exemple se demander si chaque année d'expérience supplémentaire a le même effet sur le salaire. En général, les spécialistes admettent plutôt qu'une année d'expérience supplémentaire est moins importante quand une personne est déjà expérimentée, ce qui paraît raisonnable. Il est alors souvent ajouté au modèle, en plus du nombre d'années d'expérience, le nombre d'années d'expérience au carré⁴¹. Il est clair qu'il s'agit d'une approximation de la réalité.

Il peut être difficile de comparer l'expérience des personnes employées⁴². Afin de réduire sa charge de travail, ou parce que les données ne sont tout simplement pas accessibles, il n'est pas exclu que l'expert, plutôt que de se fonder sur l'expérience réelle, se fonde sur l'expérience potentielle, en supposant par exemple que l'expérience est égale à l'âge moins un nombre fixe d'années, ou l'âge moins le nombre d'années d'études⁴³. Un tel schématisme peut évidemment biaiser les résultats si la relation entre l'expérience réelle et l'expérience potentielle n'est pas identique pour les hommes et les femmes⁴⁴.

Si l'expérience n'a que peu d'influence sur la productivité, mais qu'elle est fortement corrélée avec le sexe des

les femmes et 0 pour les hommes), x_{2i} la variable de contrôle (en l'espèce le niveau d'études), β_0 , β_1 et β_2 les paramètres à estimer, et ε_i le terme d'erreur. Voir par exemple ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 55 ss ; FREEDMAN (n. 13), 22 ss ; GELMAN/HILL (n. 13), 31 ss ; RUBINFELD (n. 13), 337 ss. Si le modèle prend en compte l'interaction entre la variable « sexe » et la variable « niveau d'études », il peut par exemple se présenter ainsi : $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{1i} x_{2i} + \varepsilon_i$. Voir par exemple GELMAN/HILL (n. 13), 34 ss ; RUBINFELD (n. 13), 339.

³⁵ Voir par exemple RUBINFELD (n. 13), 337. Pour plus de détails sur la méthode des moindres carrés, voir par exemple ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 58 et 82 ss. Avec la méthode des moindres carrés, les observations atypiques peuvent avoir une influence importantes en raison de l'élévation au carré. Voir par exemple BERK (n. 13), 25.

³⁶ Pour plus de détails, voir par exemple FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 46 ss, et les références citées.

³⁷ Si le modèle utilise comme variable dépendante le logarithme du salaire, que la variable binaire (x_{1i} dans l'exemple ci-dessus) est égale à 1 pour les femmes (et donc 0 pour les hommes), et que le modèle ne prend pas en compte les interactions entre le sexe et le niveau d'études, le coefficient de discrimination (β_1 dans l'exemple ci-dessus) permet de déterminer approximativement le pourcentage de salaire que les femmes gagnent en plus (si le coefficient est positif) ou en moins (si le coefficient est négatif) dans l'entreprise. Par exemple, si le coefficient de discrimination est égal à $-0,1$, les femmes gagnent en moyenne environ 10% de moins que les hommes pour un même niveau d'études (le pourcentage exact est donné par $e^{\beta_1} - 1$, soit en l'espèce $-0,095 = -9,5\%$). Si le modèle prend en compte de possibles interactions entre le sexe et le niveau d'études, il faut aussi tenir compte du coefficient associé à la variable d'interaction (en plus de β_1 , il faut donc aussi tenir compte de β_3 dans l'exemple ci-dessus). Sur l'interprétation d'un coefficient associé à une variable dans un modèle de régression, voir par exemple ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 89 ss.

³⁸ Voir les références citées ci-dessus n. 3.

³⁹ Sur l'impossibilité de saisir toute la réalité à l'aide d'un modèle de régression, voir par exemple GARETH JAMES/DANIELA WITTEN/TREVOR HASTIE/ROBERT TIBSHIRANI, *An Introduction to Statistical Learning*, New York et autres 2013, 18 ss.

⁴⁰ Sur l'importance de la prise en compte de l'expérience professionnelle, voir FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 62 ss, et références.

⁴¹ Voir par exemple RUBINFELD (n. 13), 339 s. Pour une explication, voir par exemple ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 211, n. 3.

⁴² Voir aussi AUBRY-GIRARDIN (n. 6), 106 ; BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 43. Sur la difficulté à mesurer l'expérience professionnelle réelle, voir aussi FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 62 ss.

⁴³ Voir FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 33 et 37, à propos du modèle de la statistique nationale et du modèle d'analyse standard de la Confédération (Logib).

⁴⁴ Voir FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 63 ; SCHÄR MOSER/BAILLOD (n. 3), 73.

personnes employées, il peut se justifier de renoncer à intégrer cette variable dans le modèle, afin de ne pas fausser les résultats⁴⁵. Dans ce cas, il peut aussi être opportun de présenter deux modèles, un qui tient compte de l'expérience, et un autre qui n'en tient pas compte.

Il faut à nouveau également se demander comment la variable « sexe » interagit avec les autres variables prises en considération. Une possibilité, la plus simple, consiste à supposer qu'il n'y a aucune interaction. Mais il est aussi possible de tenir compte d'interactions entre la variable « sexe » et les autres variables⁴⁶. Il faut aussi se demander comment la variable « expérience » interagit avec la variable « nombre d'années d'études » ; il est en effet possible que l'expérience profite plus (ou moins) aux personnes qui ont plus d'années d'études.

Enfin, même s'il s'agit d'une approche qui n'est généralement pas suivie par les économistes du travail, on peut envisager d'intégrer dans le modèle le fait que le niveau d'études influence l'étendue de l'expérience professionnelle, puisque le temps passé à étudier est du temps qui n'est pas passé à acquérir de l'expérience professionnelle⁴⁷.

Une fois déterminée la manière de prendre en considération les différentes variables, il faut estimer les coefficients, ce qui est souvent fait, comme déjà mentionné, en choisissant les coefficients qui minimisent la somme des carrés des écarts entre les valeurs prédites et les valeurs mesurées.

Il est alors possible de déterminer l'influence du sexe sur le salaire en tenant compte à la fois du niveau d'études et de l'expérience. En d'autres termes, il est possible d'estimer si, d'une manière générale, les hommes et les femmes ont le même salaire pour un même niveau d'études et une même expérience. Mais à nouveau, il convient de garder à l'esprit toutes les hypothèses ont dû être faites pour arriver à ce résultat.

C. Le biais des variables omises

À part le nombre d'années d'études et le nombre d'années d'expériences, il peut être judicieux d'introduire d'autres variables dans le modèle. Malheureusement, il peut être difficile d'inclure certaines variables⁴⁸, comme le dyna-

misme, la sensibilité⁴⁹, la flexibilité⁵⁰ ou le risque encouru⁵¹.

Si une variable omise est corrélée avec la variable « sexe », les résultats risquent d'être biaisés⁵². Par exemple, si la flexibilité a par hypothèse un effet sur la productivité et que cette variable est corrélée avec la variable « sexe », le fait de ne pas tenir compte de la flexibilité dans le modèle peut biaiser les résultats de l'analyse de régression. Si la variable omise n'est pas corrélée avec la variable « sexe », le pouvoir prédictif du modèle sera réduit, mais l'estimation de la différence de salaire entre hommes et femmes ne sera en revanche pas biaisée⁵³.

À noter qu'il peut parfois se justifier d'introduire dans le modèle des variables discriminatoires⁵⁴. Par exemple, si une femme sans enfant prétend être victime de discrimination salariale, il peut être utile de prendre en considération dans le modèle le fait d'avoir des enfants, afin de déterminer s'il y a dans l'entreprise une tendance générale à la discrimination des femmes, une tendance générale à la discrimination des personnes qui ont des enfants, ou une tendance à la discrimination des femmes qui ont des enfants⁵⁵.

⁴⁵ Voir AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LEg N 40, qui relève que l'employeur doit établir quel rôle joue l'expérience.

⁴⁶ S'agissant de l'interaction entre la variable « sexe » et la variable « expérience », voir par exemple RUBINFELD (n. 13), 351.

⁴⁷ Voir JUDEA PEARL/DANA MACKENZIE, *The Book of Why*, New York 2018, 274 ss.

⁴⁸ Voir par exemple ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 51.

⁴⁹ Voir AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LEg N 34, qui relève qu'il faut parfois tenir compte de la sensibilité.

⁵⁰ Sur la prise en considération de la flexibilité, voir LEMPEN (n. 5), art. 3 LEg N 10 et 12. La flexibilité joue un rôle différent selon les domaines. Voir en particulier GOLDIN (n. 18). Dans l'affaire qui a donné lieu à l'arrêt de principe (ATF 130 III 145), l'employeur reprochait « à l'avocate, qui avait conservé son domicile à Genève et se déplaçait en train, d'être moins présente sur son lieu de travail que les autres membres de la direction » (A.c.a) et estimait qu'elle bénéficiait « d'horaires de travail conditionnés par des horaires de train » (c. 5.5). Mais selon le Tribunal fédéral « il n'a nullement été établi que l'intéressée, pressée de regagner son domicile genevois, ne respectait pas les horaires de travail » (c. 5.5.4).

⁵¹ Sur la prise en considération du risque encouru, voir TF, 4A_261/2011, 24.8.2011, c. 3.2 ; AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LEg N 34 ; KARINE LEMPEN, *La discrimination salariale au regard de la jurisprudence récente (2011–2015)*, in : Jean-Philippe Dунанд/Karine Lempen/Pascal Mahon (édit.), *L'égalité entre femmes et hommes dans les relations de travail*, Zurich 2016, 133 ss, spécialement 149.

⁵² Voir RUBINFELD (n. 13), 314 ; SYKES (n. 13), 25 ss. L'importance du biais dépend, d'une part, de la corrélation entre la variable omise et le salaire, et, d'autre part, de la corrélation entre la variable omise et le sexe. Voir RUBINFELD (n. 13), 314. Pour plus de détail sur le biais des variables omises, voir par exemple ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 69 ss et 91 ss.

⁵³ RUBINFELD (n. 13), 315 ; SYKES (n. 13), 27.

⁵⁴ Sur les discriminations multiples, voir ELEONOR KLEBER, *La discrimination multiple*, thèse Fribourg, Genève 2015.

⁵⁵ Sur la discrimination des femmes ayant des enfants, voir LEMPEN (n. 5), art. 3 LEg N 2.

D. Le biais des variables incluses

Il n'est pas toujours judicieux d'ajouter des variables à un modèle. L'inclusion de certaines variables peut en effet biaiser les résultats⁵⁶. En d'autres termes, tant l'omission que l'inclusion de certaines variables peuvent fausser les résultats.

Par exemple, il ne faut évidemment pas intégrer dans le modèle le fait de porter du maquillage⁵⁷. En effet, une telle variable, qui est fortement corrélée avec la variable « sexe », mais qui n'influence pas la productivité, fausserait les résultats⁵⁸. Il en va de même s'agissant de variables comme la taille, le poids ou la force, sauf si on se trouve exceptionnellement dans un cas où ces variables influencent véritablement la productivité⁵⁹.

Pour d'autres variables, comme l'ancienneté, la situation est plus délicate. Selon certains économistes, l'ancienneté est une variable très importante, et le fait d'en tenir compte n'est pas discriminatoire⁶⁰. Le Tribunal fédéral semble aller dans ce sens puisqu'il a mentionné à plusieurs reprises que l'ancienneté était un facteur pouvant justifier une différence de salaire⁶¹. Mais certains auteurs relèvent à raison que la prise en compte de l'ancienneté peut parfois être discriminatoire⁶². Il faut donc traiter cette question avec soin⁶³.

La question de la prise en compte de l'âge des personnes employées doit également être traitée avec pru-

dence⁶⁴. Il peut se justifier d'en tenir compte dans certains cas. Le Tribunal fédéral semble en tout cas l'admettre⁶⁵. Mais il est clair que l'intégration de cette variable peut dans certains cas biaiser les résultats.

Les évaluations internes posent également des problèmes délicats, car elles risquent d'être discriminatoires⁶⁶. Si les évaluations se basent sur des éléments relativement objectifs, comme le nombre d'heures facturées pour des avocats, ou les rendements réalisés pour des gestionnaires de fortunes, il ne paraît toutefois pas exclu d'en tenir compte⁶⁷. Selon le Tribunal fédéral, il est en effet possible de tenir compte des « prestations effectuées »⁶⁸.

La position hiérarchique des employés (cadre supérieur, cadre moyen, etc.) doit en principe être prise en considération. Il faut toutefois s'assurer que la position hiérarchique n'est pas déduite du salaire, ce qui biaiserait les résultats⁶⁹.

En résumé, il est délicat de déterminer quelles variables doivent être introduites dans le modèle, et le cas échéant comment elles doivent être prises en considération⁷⁰. Il faut par conséquent réfléchir soigneusement aux avantages et aux inconvénients d'ajouter des variables supplémentaires⁷¹. D'une manière générale, il est probablement souhaitable que l'expert présente plusieurs mo-

⁵⁶ Sur le biais des variables incluses, voir en particulier IAN AYRES, *Testing for Discrimination and the Problem of « Included Variable Bias »*, working paper de 2010 : Internet : <https://ianayres.yale.edu/sites/default/files/files/Testing%20for%20Discrimination.pdf> (consulté le 31.7.2019). Voir aussi, par exemple, BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 53 ss ; SCHÄR MOSER/BAILLOD (n. 3), 70 ss.

⁵⁷ Voir COPE (n. 13), 94.

⁵⁸ Voir COPE (n. 13), 94.

⁵⁹ LEMPEN (n. 5), art. 3 LEg N 12.

⁶⁰ Voir FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 64, qui relèvent notamment que « des études montrent que l'expérience professionnelle acquise au sein d'une même entreprise a un rendement considérable, quelle que soit la position professionnelle », et qui semblent dire que la prise en considération de l'ancienneté n'est pas discriminatoire. Il peut être tenu compte du fait qu'une année d'ancienneté supplémentaire est moins importante quand une personne a déjà beaucoup d'ancienneté en ajoutant au modèle, en plus de l'ancienneté, l'ancienneté au carré. Voir FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 64. Pour une explication, voir ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 211, n. 3.

⁶¹ ATF 142 II 49 c. 6.3 ; ATF 130 III 145 c. 5.2. Voir aussi AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LEg N 34.

⁶² Dans ce sens LEMPEN (n. 5), art. 3 LEg N 10 (à propos des licenciements). Sur l'ancienneté, voir aussi les développements de RÉMY WYLER, in : Gabriel Aubert/Karine Lempen (édit.), *Commentaire de la loi sur l'égalité entre femmes et hommes*, Genève 2011, art. 6 LEg N 30, qui renvoie notamment à la jurisprudence de la Cour de justice de l'Union européenne.

⁶³ Voir par exemple MCCABE (n. 19), 81.

⁶⁴ Voir AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LEg N 34, qui relève à raison que le critère de l'âge doit être manié « avec une grande retenue ». Apparemment d'un autre avis, FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 64, qui affirme que l'âge n'est pas un critère discriminatoire.

⁶⁵ ATF 130 III 145 c. 5.2.

⁶⁶ Voir par exemple BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 55 ; MCCABE (n. 19), 76.

⁶⁷ Apparemment dans ce sens TF, 4A_261/2011, 24.8.2011, c. 3.3.5. Voir aussi MCCABE (n. 19), 76.

⁶⁸ ATF 141 II 411 c. 6.1.2 ; ATF 130 III 145 c. 5.2 ; BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 19.

⁶⁹ Voir par exemple BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 22, n. 20.

⁷⁰ Dans ce sens, par exemple, BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 50.

⁷¹ Il est notamment possible qu'une combinaison de plusieurs variables qui sont ensemble (mais pas individuellement) corrélées avec le sexe des employés biaise les résultats. Sur ce point, voir par exemple THOMAS W. WICKENS, *The Geometry of Multivariate Statistics*, New York 1995, 64. Il est aussi possible que l'introduction d'une variable qui influence véritablement la productivité fasse apparaître comme importante la variable « sexe » alors que le sexe n'a en réalité pas d'influence sur le salaire. Voir AYRES (n. 56), n. 32 ; IAN AYRES, *Three Tests for Measuring Unjustified Disparate Impacts in Organ Transplantation : the problem of « included variable » bias*, *Perspectives in biology and medicine* 2005, 68 ss, n. 2 ; KEVIN A. CLARKE, *The Phantom Menace : Omitted Variable Bias in Econometric Research*, *Conflict Management and Peace Science* 2005, 341 ss ; KEVIN A. CLARKE, 2009, *Return of the Phantom Menace: Omitted Variable Bias in Political Research*, *Conflict Management and Peace Science* 2009, 46 ss. Voir aussi WICKENS (n. 71), 69 s.

dèles, afin de voir l'effet de l'inclusion ou de l'exclusion de certaines variables⁷².

E. Les erreurs de mesure

Il est possible que certaines variables prises en compte dans le modèle ne soient pas parfaitement mesurées⁷³. Si c'est le salaire horaire (variable dépendante) qui est mal mesuré, par exemple parce que le nombre d'heures de travail n'est pas connu avec précision, les résultats seront moins précis, mais pas nécessairement biaisés⁷⁴. Ils seront biaisés si les erreurs de mesures ont tendance à surestimer le salaire horaire d'un des sexes, par exemple si l'expert suppose que toutes les personnes employées à plein temps travaillent le même nombre d'heures alors qu'en réalité les hommes (ou les femmes) travaillent en moyenne plus d'heures⁷⁵.

S'agissant des variables indépendantes, les erreurs de mesure ont tendance à biaiser à la baisse l'estimation du coefficient associé à la variable mal mesurée⁷⁶. Par exemple, si l'expérience est mal mesurée, l'effet de l'expérience aura tendance à être sous-estimé. Les erreurs de mesure touchant une variable indépendante peuvent bien sûr aussi biaiser l'estimation des autres coefficients du modèle⁷⁷.

Afin d'apprécier un modèle de régression, il est par conséquent important d'évaluer toutes les sources potentielles d'erreurs de mesure, et d'interpréter les résultats de l'analyse en conséquence⁷⁸.

F. Le modèle utilisé dans l'affaire

Dans l'affaire qui a donné lieu à l'arrêt de principe, l'expert a fait une régression linéaire multiple fondée sur la

méthode des moindres carrés, en prenant comme variable dépendante le logarithme du salaire⁷⁹.

Seuls les salaires fixes ont été pris en compte dans le modèle, pas les rémunérations variables (bonus, commission, participations)⁸⁰. L'idée était apparemment qu'il est difficile d'apprécier une pratique discriminatoire dans l'octroi des rémunérations variables sans pouvoir observer la productivité des personnes employées⁸¹.

Les variables indépendantes étaient l'éducation (sans distinction selon le type d'études), l'expérience potentielle, l'expérience potentielle au carré, et la position professionnelle (cadre supérieur, moyen, activité de supervision).

Le modèle ne prenait notamment pas en compte l'expérience réelle et l'ancienneté⁸². Il n'y avait pas non plus de variables d'interaction.

IV. Le rôle des tribunaux lors de l'établissement du modèle de régression

Il est bien clair que les juges ne sont en général pas en mesure de développer seuls un modèle de régression. Mais il est incontesté qu'il appartient aux tribunaux de déterminer quels sont les critères qui peuvent justifier des différences de traitement⁸³. Les juges doivent par conséquent s'assurer que les variables introduites dans le modèle peuvent justifier une différence salariale, et vérifier que

⁷² Dans ce sens, par exemple, LAWLESS/ROBBENOLT/ULEN (n. 13), 318.

⁷³ Voir RUBINFELD (n. 13), 327 s. ; SYKES (n. 13), 27 s. Sur l'influence des erreurs de mesure sur les modèles de régression en général, voir ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 239 ss et JERRY HAUSMAN, *Mismeasured Variables in Econometric Analysis : Problems from the Right and Problems from the Left*, *Journal of Economic Perspectives* 2001, 57 ss.

⁷⁴ Voir RUBINFELD (n. 13), 327.

⁷⁵ Sur l'influence du nombre d'heures de travail sur les différences de salaire entre hommes et femmes, voir MARIANNE BERTRAND/CLAUDIA GOLDIN/LAWRENCE F. KATZ, *Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors*, *American Economic Journal* 2010, 228 ss.

⁷⁶ RUBINFELD (n. 13), 327. Pour plus de détails, voir par exemple ANGRIST/PISCHKE (n. 13), 239 ss.

⁷⁷ RUBINFELD (n. 13), 327 s.

⁷⁸ RUBINFELD (n. 13), 327 s.

⁷⁹ FLÜCKIGER (n. 3), PJA 2001, 1345.

⁸⁰ Décision de la Cour civile du Tribunal cantonal de canton de Vaud (n. 1), c. 9a.

⁸¹ Ibid., c. 9a, où il est relevé que l'expert « reconnaît toutefois que cette impossibilité de prendre en compte les avantages versés aux collaborateurs en sus du salaire posera de plus en plus de problèmes dans l'application de la loi fédérale sur l'égalité. En effet, cette rémunération dite « accessoire », mais qui peut parfois être plus importante que la partie fixe du salaire, peut faire l'objet d'une discrimination de la part des employeurs à l'encontre d'une partie de son personnel. »

⁸² Il n'y avait pas de variable « âge », mais l'âge était en partie pris en compte par l'expérience potentielle.

⁸³ ATF 130 III 145 c. 5.2 ; AUBRY-GIRARDIN (n. 6), 105 ; LEMPEN (n. 5), art. 3 LEg N 11. L'expert qui a réalisé l'analyse de régression dans l'affaire qui a donné lieu à l'arrêt de principe insiste sur l'importance de tenir compte des variables que l'employeur prétend utiliser (pour autant que les variables proposées ne soient pas discriminatoires). Voir FLÜCKIGER (n. 3), PJA 2001, 1342 : « Pour ma part, je pense qu'il est nettement préférable d'élargir ces variables à tous les critères que l'entreprise prétend employer pour établir sa grille de salaire. En procédant de la sorte, l'expertise économique évitera tout reproche de partialité que l'on peut facilement opposer aux autres démarches visant à établir des preuves de discrimination. »

les variables ont été introduites dans le modèle de manière adéquate ; ils doivent également s'intéresser aux variables qui n'ont pas été prises en compte⁸⁴. À vrai dire, on voit mal comment les tribunaux peuvent apprécier la pertinence d'un modèle de régression sans examiner attentivement les hypothèses sur lesquelles il repose⁸⁵.

Par exemple, si le tribunal estime qu'il est justifié de prendre en considération l'ancienneté dans l'entreprise, il est important qu'il sache si la variable ancienneté a été introduite dans le modèle, et le cas échéant de quelle manière cette variable a été prise en considération. Si le tribunal croit que l'ancienneté a été prise en considération, alors que ce n'est pas le cas, il risque en effet de tirer des conclusions erronées de l'analyse de régression⁸⁶.

Il est également important que le tribunal sache à quoi correspondent concrètement les variables qui sont introduites dans le modèle. Par exemple, si l'expérience figure dans le modèle, le tribunal doit savoir s'il s'agit d'une expérience réelle ou potentielle, et plus généralement comment cette expérience est évaluée. Si un tribunal affirme dans sa décision que l'expert a tenu compte de l'expérience, en pensant qu'il s'agit de l'expérience réelle, alors qu'en réalité il s'agit de l'expérience potentielle, il risque de mal interpréter l'analyse de régression⁸⁷.

Dans l'intérêt de la sécurité du droit, le tribunal fédéral ne change sa jurisprudence que s'il existe des « motifs

sérieux et objectifs »⁸⁸. Les conditions d'un changement de jurisprudence sont réunies en l'espèce. Un tribunal ne peut en effet pas apprécier la portée d'un modèle de régression sans savoir quelles variables ont été prises en considération, et de quelle manière. Le Tribunal fédéral doit donc revenir sur sa jurisprudence selon laquelle les tribunaux n'ont pas à « discuter les variables et les coefficients que l'expert a intégrés dans sa formule »⁸⁹.

Les tribunaux doivent examiner soigneusement les variables que l'expert a intégrées dans le modèle de régression, et au besoin demander à l'expert d'ajouter ou de renoncer à des variables. Il est aussi envisageable que l'expert présente plusieurs modèles, afin que le tribunal soit en mesure d'apprécier l'influence des modifications⁹⁰.

V. La détermination de l'existence d'une discrimination

Lorsque la personne employée a rendu vraisemblable l'existence d'une discrimination salariale fondée sur le sexe, il appartient à l'employeur d'apporter la preuve stricte que la différence salariale est justifiée (art. 6 LEg)⁹¹. Pour déterminer si l'employeur a apporté la preuve d'une justification, le tribunal apprécie librement tous les moyens de preuve à disposition (art. 157 CPC)⁹².

⁸⁴ Dans ce sens également SCHÄR MOSER/BAILLOD (n. 3), 93 ss ; SAJEELA REGULA SCHMID, in : Gabriel Aubert/Karine Lempen (édit.), Commentaire de la loi sur l'égalité entre femmes et hommes, Genève 2011, art. 3 LEg N 17. Apparemment également dans ce sens BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 19 (« le choix des variables doit [...] se fonder sur des considérations juridiques »). Voir aussi KAYE/FREEDMAN (n. 3), 281 (« That is why we suggested that when expert testimony relies on statistical models, the court may well inquire about the assumptions behind the model and why they apply to the case at hand »).

⁸⁵ Sur l'importance d'examiner les hypothèses sur lesquelles repose un modèle, sans se référer spécifiquement à la question des discriminations salariales, voir par exemple JOSEPH STIGLITZ, Pareto efficient taxation and expenditures: Pre- and re-distribution, *Journal of Public Economics* 2018, 101 ss, spécialement 101 : « As always, one has to look carefully at the assumptions going into a model to judge whether they provide an appropriate basis for policy. »

⁸⁶ Dans l'affaire qui a donné lieu à l'arrêt de principe, le Tribunal fédéral (ATF 130 III 145 B.c) semble affirmer que l'expert a tenu compte de l'ancienneté alors que le modèle de régression développé par l'expert pour analyser les salaires versés par l'employeur ne tient pas compte de l'ancienneté. Voir FLÜCKIGER (n. 3), PJA 2001, 1343 ss. L'expert tient en revanche compte de l'ancienneté lorsqu'il examine le marché de référence. Voir FLÜCKIGER (n. 3), PJA 2001, 1344.

⁸⁷ Dans l'affaire qui a donné lieu à l'arrêt de principe, le Tribunal fédéral (ATF 130 III 145 B.c) se réfère à la prise en considération de l'expérience, sans préciser s'il s'agit d'expérience réelle ou d'expérience potentielle.

⁸⁸ Sur la force obligatoire de la jurisprudence, voir notamment HEINZ HAUSHEER/MANUEL JAUN, Die Einleitungsartikel des ZGB, Berne 2003, art. 1 CC N 56 ss ; PAUL-HENRI STEINAUER, Le Titre préliminaire du Code civil, Bâle 2009, N 454 ss ; CR CC I-WERRO, art. 1 N 39 ss, in : Pascal Pichonnaz/Bénédict Foëx (édit.), Code civil I, Commentaire romand, Bâle 2010.

⁸⁹ ATF 130 III 145 c. 3.2.

⁹⁰ Sur l'intérêt d'examiner plusieurs modèles, voir par exemple LAWLESS/ROBBENOLT/ULEN (n. 13), 318.

⁹¹ L'employeur peut tenter d'apporter la contre-preuve et la preuve du contraire. Voir BOHNET (n. 23), N 73, et les références citées. Sur la notion de vraisemblance, voir AUBRY-GIRARDIN (n. 6), 102 ss. S'agissant de la distinction entre la preuve de la vraisemblance d'une discrimination et la preuve stricte de l'inexistence d'une discrimination, voir en particulier BOHNET (n. 23), spécialement N 165 et N 172, qui relève « que le système est théoriquement viable [...] mais pratiquement difficile à mettre en œuvre » car la distinction « intervient en toute fin de procédure, au moment de la formation d'un seul et unique jugement, alors que tous les faits ont été allégués et que toutes les preuves ont été proposées, puis administrées ». L'analyse de régression peut servir à établir tant la vraisemblance d'une discrimination que la preuve stricte de l'inexistence d'une discrimination. Dans ce sens TF, 4A_115/2011, 28.4.2011, c. 5.2 ; AUBRY-GIRARDIN (n. 6), 110.

⁹² Voir BOHNET (n. 23), N 166 : « Dans les procès en matière d'égalité, [...] tous les moyens de preuve à disposition des parties peuvent être invoqués, et ce aussi bien pour apporter la preuve de la vraisemblance de la discrimination que la preuve complète de son inexistence. » Si l'équivalence entre les diverses fonctions d'une

Il est rare que l'analyse de régression soit la seule information dont dispose le tribunal⁹³. Le tribunal peut en effet entendre des témoignages. Il peut tenir compte du salaire du prédécesseur et/ou du successeur de la personne qui prétend être victime d'une discrimination⁹⁴. Il est aussi possible qu'une autre expertise, qui ne se fonde pas sur des méthodes de régression, ait été réalisée⁹⁵.

Il n'est pas non plus exclu que le tribunal tienne compte des rémunérations versées dans d'autres entreprises. L'existence d'une discrimination salariale suppose certes une différence de salaire injustifiée auprès d'un même employeur⁹⁶. Mais des comparaisons avec d'autres entreprises peuvent parfois permettre au tribunal de mieux apprécier la situation au sein d'une entreprise, par exemple s'agissant de la « valeur de marché » de certaines formations⁹⁷.

En présence de plusieurs moyens de preuve, le tribunal ne doit pas se focaliser exclusivement sur l'analyse de régression⁹⁸. Il doit au contraire tenir compte de l'ensemble des moyens de preuve⁹⁹.

S'agissant plus particulièrement de l'appréciation de l'analyse de régression, le tribunal doit, pour les raisons déjà expliquées, tenir compte des variables prises en compte dans le modèle, ainsi que de la manière dont ces variables ont été intégrées. Il doit avoir à l'esprit que certaines variables importantes n'ont peut-être pas été inté-

grées, et que des erreurs de mesure ne sont pas exclues. Il doit également examiner avec quelle précision le modèle prédit les salaires effectivement versés dans l'entreprise¹⁰⁰.

Quoi qu'il en soit, vu que le modèle ne saisit pas toute la complexité de la réalité, un coefficient de discrimination qui n'est pas égal à zéro ne peut pas sans autre être interprété comme l'existence d'une tendance générale à la discrimination¹⁰¹. De même, un coefficient de discrimination proche de zéro, ou égal à zéro, n'exclut pas nécessairement une tendance générale à la discrimination.

Si l'expert juge utile de présenter une valeur-p (« p-value ») associée au coefficient de discrimination, le tribunal doit interpréter celle-ci avec la plus grande prudence¹⁰². La valeur-p est la probabilité d'observer un coefficient de discrimination au moins aussi extrême que celui qui a été estimé si toutes les hypothèses du modèle sont correctes, et que le coefficient de discrimination est égal à zéro¹⁰³. Il ne s'agit donc pas de la probabilité que le

même entreprise n'est pas évidente ou n'est pas établie par d'autres moyens de preuves, les tribunaux doivent ordonner une expertise. Voir ATF 133 III 545 c. 4.2 ; AUBRY-GIRARDIN (n. 6), 109.

⁹³ Dans ce sens SYKES (n. 13), 32.

⁹⁴ ATF 135 III 145 c. 4 et 5.

⁹⁵ S'agissant des expertises judiciaires qui arrivent à des conclusions opposées, voir AUBRY-GIRARDIN (n. 16), PJA 2005, 1071.

⁹⁶ ATF 130 III 145 c. 3.1.2 (« la détermination de la valeur comparative des activités différentes doit se faire auprès d'un seul et même employeur, car il ne saurait être question, sauf circonstances spéciales, de procéder à des comparaisons entre plusieurs entreprises, communes ou cantons, qui ont des systèmes de rémunération totalement indépendants les uns des autres »). Voir aussi ATF 133 III 545 c. 4.

⁹⁷ Dans ce sens AUBRY-GIRARDIN (n. 5), art. 3 LEg N 75. Voir aussi FLÜCKIGER (n. 3), PJA 2001, 1342 ss. Les entreprises qui servent de points de comparaisons peuvent toutefois avoir des pratiques discriminatoires.

⁹⁸ Voir toutefois BOHNET (n. 23), N 166, qui relève qu'une « fois le résultat d'une expertise connu ou des données statistiques alléguées, il paraît difficile pour les parties et le tribunal de s'en écarter ; la preuve des faits en question a en effet été apportée au-delà de la simple vraisemblance ».

⁹⁹ Voir aussi SYKES (n. 13), 33 : « Ultimately, therefore, statistics itself does not say how much weight a regression study ought to be given, or whether it is reasonable to use a particular parameter estimate for some legal purpose or other. These assessments are inevitably entrusted to triers of fact, whose judgments on the matter if well informed are likely as good as those of anyone else. »

¹⁰⁰ Un coefficient de détermination (R^2) élevé indique une bonne correspondance entre les données et le modèle. À l'inverse, un coefficient de détermination faible suggère une mauvaise correspondance, par exemple parce que des variables importantes n'ont pas été prises en compte. Voir par exemple FREEDMAN (n. 13), 52. Le coefficient de détermination est le ratio entre la variance de la variable dépendante expliquée par le modèle et la variance totale de la variable dépendante. Ce coefficient varie entre 0 et 1. Sur le coefficient de détermination, voir par exemple FREEDMAN (n. 13), 51 ss ; GELMAN/HILL (n. 13), 41 ss et 473 ss ; LAWLESS/ROBBENOLT/ULEN (n. 13), 306 ss ; RUBINFELD (n. 13), 345 et 350 ss. Selon les circonstances, il peut être utile de calculer un coefficient de détermination ajusté (R^2 ajusté). Voir par exemple LAWLESS/ROBBENOLT/ULEN (n. 13), 309.

¹⁰¹ Dans ce sens SYKES (n. 13), 33 (« the likelihood that regression will produce a perfectly accurate estimate of any parameter is negligible »). Voir aussi FELFE/TRAGESER/ITEN (n. 20), 27. Apparemment d'un autre avis, SCHMID (n. 84), art. 3 LEg N 10 (« La différence inexpliquée qui subsiste entre les salaires est par définition attribuable au sexe et donc discriminatoire »). Selon BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 19 : « Si l'analyse a été réalisée dans les règles de l'art, un lien significatif entre [le sexe et les salaires] constitue une vraisemblance prépondérante de l'existence d'une pratique salariale systématiquement discriminatoire envers les membres d'un sexe. »

¹⁰² Pour une analyse récente et très approfondie de la valeur-p, voir le numéro spécial de *The American Statistician* 2019, 1 ss.

¹⁰³ Voir par exemple SANDER GREENLAND/STEPHEN J. SENN/KENNETH J. ROTHMAN/JOHN B. CARLIN/CHARLES POOLE/DOUGLAS G. ALTMAN, *Statistical Tests, P values, Confidence Intervals, and Power: A Guide to Misinterpretations*, *European Journal of Epidemiology* 2016, 337 ss, spécialement 339 ; KAYE/FREEDMAN (n. 3), 282 ; DAVID SPIEGELHALTER, *The Art of Statistics*, Londres 2019, 267 et 297 ; RONALD L. WASSERSTEIN/NICOLE A. LAZAR, *The ASA's Statement on p-Values: Context, Process, and Purpose*, *The American Statistician* 2016, 129 ss, spécialement 131. Sur la distinction entre un test unilatéral (one-tailed test) et un test bila-

coefficient de discrimination soit égal à zéro (la valeur-p est calculée en faisant l'hypothèse que le coefficient de discrimination est égal à zéro)¹⁰⁴.

Il n'est par conséquent pas possible de tirer de conclusions quant à l'existence ou à l'inexistence d'une tendance à la discrimination dans l'entreprise en se basant exclusivement sur la valeur-p associée au coefficient de discrimination¹⁰⁵. Vu le peu d'intérêt que présente la valeur-p, et le risque élevé de mauvaise interprétation¹⁰⁶, on peut sérieusement douter de l'opportunité de présenter une telle valeur.

Plus fondamentalement, le tribunal ne doit pas perdre de vue que dans le cadre d'une action individuelle pour discrimination salariale, l'objectif n'est pas de déterminer s'il existe une tendance générale à la discrimination dans l'entreprise¹⁰⁷. L'objectif est de déterminer si la personne qui prétend être victime d'une discrimination salariale

aurait perçu un salaire plus élevé si elle avait été de l'autre sexe. Par conséquent, le coefficient de discrimination ne peut pas être plus qu'une aide à la prise de décision¹⁰⁸.

VI. La détermination du préjudice

La victime d'une discrimination salariale peut agir en réparation de son préjudice (art. 5 al. 1 let. d et 5 al. 5 LEg)¹⁰⁹. Elle peut en particulier exiger la différence entre le salaire « effectivement encaissé et celui qui aurait dû [...] être versé pendant toute la durée des rapports de travail »¹¹⁰.

Le point de comparaison est alors le salaire plus élevé qui a été versé, ou qui aurait été versé, à une personne de l'autre sexe. L'employeur ne peut donc pas échapper à une condamnation en réduisant rétroactivement les salaires versés aux personnes de l'autre sexe¹¹¹.

Les règles de preuve spéciales prévues à l'art. 6 LEg ne concernent que l'existence d'une discrimination. Par conséquent, les autres conditions pour obtenir une indemnité, en particulier l'existence d'un préjudice, sont régies par les règles générales sur la preuve (art. 8 CC)¹¹².

Pour fixer le salaire dû, le tribunal ne doit pas examiner que l'analyse de régression, mais l'ensemble des moyens de preuve. Par exemple, dans l'arrêt de principe, le Tribunal fédéral précise que les chiffres de l'expert ont été corrigés par les autorités cantonales pour tenir compte du brevet d'avocat de l'employée, qui certaines années « s'était révélé un atout indispensable »¹¹³. Dans cet arrêt, le Tribunal fédéral relève également qu'un bonus a été ajouté aux chiffres de l'expert pour plusieurs années (comme déjà mentionné, le modèle de l'expert ne tenait compte que des rémunérations fixes).

téral (two-tailed test), voir par exemple KAYE/FREEDMAN (n. 3), 255 s.

¹⁰⁴ Voir GREENLAND/SENN/ROTHMAN/CARLIN/POOLE/ALTMAN (n. 103), 340 ; KAYE/FREEDMAN (n. 3), 252, 271, n. 138 et 282 ; SPIEGELHALTER (n. 103), 298 ; WASSERSTEIN/LAZAR (n. 103), 131. Apparemment d'un autre avis, par exemple, SCHÄR MOSER/BAILLOD (n. 3), 69 (« Pour examiner la significativité, on fixe d'abord la probabilité d'erreur [...] : une probabilité d'erreur de 5% signifie que la probabilité de supposer de façon erronée une discrimination salariale est de 5% ou inférieure »). Il est possible d'estimer la probabilité que le coefficient de discrimination soit égal à certaines valeurs en supposant une distribution de probabilité préalable pour tous les paramètres du modèle (approche bayésienne). Pour une excellente présentation des approches bayésiennes, voir RICHARD McELREATH, *Statistical Rethinking*, Boca Raton 2016. Plutôt sceptique quant à l'utilité d'une telle approche pour prouver l'existence d'une discrimination, voir par exemple DAVID H. KAYE, *The Numbers Game : Statistical Inference in Discrimination Cases*, Michigan Law Review 1982, 833 ss, spécialement 855.

¹⁰⁵ Voir par exemple, sans se référer spécifiquement à la preuve des discriminations salariales : GREENLAND/SENN/ROTHMAN/CARLIN/POOLE/ALTMAN (n. 103), 347 ; SPIEGELHALTER (n. 103), 299 ; WASSERSTEIN/LAZAR (n. 103), 131. Apparemment d'un autre avis FLÜCKIGER (n. 3), PJA 2001, 1342 (« En principe, si l'entreprise ne pratique aucune discrimination salariale, cette variable ne devrait avoir aucun effet statistiquement significatif sur les salaires. S'il s'avère au contraire que cette variable a une influence négative pour les femmes, cela indique que, toutes choses égales par ailleurs, l'entreprise établit une différence entre son personnel féminin et masculin. Dans ce cas, on pourra conclure qu'il existe un comportement discriminatoire de l'entreprise en question ») ; SCHÄR MOSER/BAILLOD (n. 3), 69 (« le test de significativité permet de vérifier si un sexe ayant les mêmes caractéristiques objective gagne effectivement moins que l'autre sexe »).

¹⁰⁶ Pour une (longue) liste des mauvaises interprétations possibles, voir GREENLAND/SENN/ROTHMAN/CARLIN/POOLE/ALTMAN (n. 103), 337 ss et WASSERSTEIN/LAZAR (n. 103), 129 ss.

¹⁰⁷ La situation est différente dans d'autres contextes, par exemple lors du contrôle de l'égalité salariale en relation avec l'octroi de marchés publics (art. 8 al. 1 let. c LMP ; art. 11 let. f AIMP), et

lors de l'analyse de l'égalité salariale dans les grandes entreprises (art. 13a ss LEg).

¹⁰⁸ Dans ce sens également BINGGELI/SCHRÖTER/BIERI (n. 4), N 19.

¹⁰⁹ Pour plus de détails sur les conditions de la réparation du préjudice, voir GABRIEL AUBERT, in : Gabriel Aubert/Karine Lempen (édit.), *Commentaire de la loi sur l'égalité entre femmes et hommes*, Genève 2011, art. 5 LEg N 22 ss et RÉMY WYLER/BORIS HEINZ, *Droit du travail*, 3^e éd., Berne 2014, 879 ss. Sur les actions défensives prévues à l'art. 5 LEg, voir AUBERT (n. 109), art. 5 LEg N 6 ss.

¹¹⁰ ATF 130 III 145 c. 6.3. Voir aussi AUBERT (n. 109), art. 5 LEg N 26.

¹¹¹ ATF 124 II 436 c. 11d ; AUBERT (n. 109), art. 5 LEg N 27.

¹¹² BOHNET (n. 23), N 55 ; SABINE STEIGER-SACKMANN, in : Claudia Kaufmann/Sabine Steiger-Sackmann (édit.), *Kommentar zum Gleichstellungsgesetz*, 2^e éd., Bâle 2009, art. 6 LEg N 119.

¹¹³ ATF 130 III 145 B.e.

Le Tribunal fédéral indique aussi dans l'arrêt de principe qu'il n'a pas été tenu compte du délai de résiliation plus long dont bénéficiait l'employée, mais il ne paraît pas exclu de tenir compte d'un tel élément selon les circonstances¹¹⁴ (il n'est toutefois pas évident de savoir si un délai de résiliation plus long est un avantage ou un inconvénient pour la personne employée). De même, si le modèle de régression ne tient pas compte de semaines de vacances supplémentaires dont bénéficient la victime, le tribunal doit tenir compte de cet élément lors de l'évaluation du préjudice¹¹⁵.

S'agissant plus spécialement de l'appréciation de l'analyse de régression, on peut distinguer principalement deux approches¹¹⁶. Une première approche consiste à comparer le salaire que la victime devrait obtenir selon le modèle de régression et ce qu'elle a effectivement obtenu (c'est l'approche qui semble avoir été suivie dans l'affaire qui a donné lieu à l'arrêt de principe). Par exemple, si une femme qui perçoit un salaire de 103 est jugée victime d'une discrimination salariale, et que le modèle de régression prédit un salaire de 100 pour une femme ayant les mêmes caractéristiques, et un salaire de 110 pour un homme ayant les mêmes caractéristiques, elle devrait obtenir la différence entre 110 et 103, soit 7. Si elle percevait un salaire de 98, elle devrait obtenir la différence entre 110 et 98, soit 12.

Une deuxième approche consiste à admettre que le salaire qu'aurait dû obtenir la victime n'est pas le salaire prédit par le modèle, mais le salaire effectivement perçu augmenté du pourcentage de discrimination prédit par le modèle. L'idée est de tenir compte de certaines particularités de la victime qui ne sont pas intégrées dans le modèle, et qui ont pour conséquence qu'elle ne perçoit pas exactement le salaire prédit par le modèle (si elle perçoit exactement le salaire prédit par le modèle les deux approches conduisent au même résultat). Par exemple, si le modèle prédit que les hommes gagnent en moyenne 10% de plus que les femmes dans l'entreprise, on admet qu'une femme qui perçoit un salaire de 103, alors que le modèle prédit un salaire de 100 pour une femme ayant les mêmes caractéristiques, aurait dû gagner 10% de plus que 103,

soit 113,3. Elle aurait alors droit à la différence entre 113,3 et 103, soit 10,3. Si elle percevait un salaire de 98, elle aurait dû obtenir 10% de plus que 98, soit 107,8. Elle aurait alors droit à la différence entre 107,8 et 98, soit 9,8.

À moins que le tribunal ne dispose d'éléments suggérant le contraire, et tout en reconnaissant que le salaire est en partie déterminé par des éléments aléatoires¹¹⁷, il me paraît justifié d'admettre que la différence entre le salaire effectivement versé et le salaire prédit par le modèle s'explique par des particularités de la victime, et par conséquent suivre la deuxième approche¹¹⁸. Le Tribunal fédéral ne s'est apparemment jamais prononcé expressément sur cette question.

S'agissant toujours de l'appréciation de l'analyse de régression, on peut aussi se demander s'il faut admettre une marge de tolérance, pour tenir compte du caractère approximatif du modèle, et du fait que la preuve de l'existence d'un préjudice incombe à la personne employée. Dans l'arrêt de principe, il ne semble pas qu'une marge de tolérance ait été prise en considération, mais cela ne paraît pas exclu dans certains cas, surtout si le modèle de régression semble très approximatif.

VII. Conclusion

Les modèles de régression peuvent aider les tribunaux à déterminer si une personne a subi une discrimination salariale, et le cas échéant à évaluer le préjudice. Mais pour que ces modèles soient utiles, il faut que les tribunaux les analysent avec un regard critique, ce qui requiert notamment d'examiner quelles variables ont été prises en considération, et de quelle manière. Sinon, les tribunaux risquent de tirer des conclusions erronées. La jurisprudence du Tribunal fédéral doit donc être revue sur ce point.

¹¹⁴ ATF 130 III 145 c. 5.5.1. Selon AUBRY-GIRARDIN (n. 16), PJA 2005, 1069, il est possible de tenir compte de vacances supplémentaires.

¹¹⁵ Voir AUBRY-GIRARDIN (n. 16), PJA 2005, 1069. Mais une semaine de vacances supplémentaire ne saurait évidemment contrebalancer toute différence de salaire (voir ATF 130 III 145 c. 5.5.1).

¹¹⁶ Voir en particulier WILLIAM E. BECKER/ROBERT K. TOUTKOUSHIAN, *The Measurement and Cost of Removing Unexplained Gender Differences in Faculty Salaries*, *Economics of Education Review* 1995, 209 ss, qui présentent plus que deux approches.

¹¹⁷ Voir SUSAN SCOTT/IOAN VOICU, *Improved Statistical Methods for the Calculation of Damages in Discrimination Lawsuits*, *Journal of Legal Studies* 2018, 209 ss.

¹¹⁸ Apparemment dans ce sens, sans toutefois se référer à un problème de discrimination salariale, voir PEARL/MACKENZIE (n. 47), 278 ss.