

HEC MONTRÉAL

**Écarts salariaux entre les femmes et les hommes dans l'industrie financière
américaine : une application des régressions quantiles non conditionnelles et
de la décomposition d'Oaxaca-Blinder**

par

Alexandre Bédard

Sciences de la gestion

(Économie financière appliquée)

Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maîtrise ès sciences

(M. Sc.)

Septembre 2014

© Alexandre Bédard, 2014

Résumé

Notre recherche porte sur les écarts salariaux entre les femmes et les hommes dans l'industrie financière américaine depuis les années 1980. En utilisant les données du *Merged Outgoing Rotation Group* (CPS MORG) du *Current Population Survey* (CPS), nous n'identifions presque aucune convergence salariale entre les sexes le long de la distribution salariale depuis 1990. Suivant le cadre analytique de la décomposition d'Oaxaca-Blinder, nous approfondissons ce phénomène en combinant la méthode de pondération de DiNardo et al. (1996) et les régressions quantiles non conditionnelles (Firpo et al. 2009). Nous observons que le fossé salarial persistant depuis 1990 est causé principalement par une augmentation des effets de structures (écart non expliqué) sur la majorité des centiles de la distribution salariale. De 1984 à 2010, les effets de compositions (écart expliqué) demeurent systématiquement à des niveaux supérieurs aux effets de structures sur toute la distribution. Une décomposition détaillée des écarts salariaux le long de la distribution des salaires nous renseigne que les effets de compositions et les effets de structures sont causés par différents facteurs. Les facteurs considérés dans notre étude sont le capital humain, les cycles économiques, la géographie, les caractéristiques d'emploi, le sous-secteur financier d'activité et l'occupation d'emploi. Les capacités productives des femmes sont en moyenne moins valorisées par le marché du travail que celles des hommes. Cela est surtout le cas pour l'expérience de travail, l'éducation et les occupations d'emploi. En général, les effets de compositions sont causés par des différences élevées entre les niveaux d'éducation ainsi que les caractéristiques et les occupations d'emplois des hommes et des femmes. Ces dernières possèdent également des emplois exigeant des compétences moins complexes au sens du *Dictionary of Occupational Titles* ce qui se reflète dans les primes salariales occupationnelles. Quant aux effets de structures, le marché du travail accorde un traitement salarial défavorable envers les femmes. L'expérience de travail, l'éducation et le sous-secteur financier d'emploi sont les principales variables significatives.

Mots-clés : écarts salariaux entre les sexes, industrie financière américaine, décomposition d'Oaxaca-Blinder, régressions quantiles non conditionnelles, décomposition d'Oaxaca-Blinder, méthode de DiNardo, Fortin et Lemieux

Table des matières

Introduction	1
1. Revue de la littérature	3
Évolution des écarts salariaux entre les sexes aux États-Unis.....	3
Contributions des variables de contrôle : capital humain et facteurs structurels de l'économie ..	6
L'industrie financière américaine et les écarts salariaux entre les sexes	13
2. Construction de l'échantillon	17
CPS <i>Merged outgoing rotation group</i> et construction de l'échantillon.....	17
Construction des sous-secteurs financiers et indicateur cyclique	19
Correspondance temporelle des occupations, classification des compétences occupationnelles et erreurs de mesure.....	20
Variables descriptives : forces et faiblesses du CPS MORG.....	22
Dernières considérations	23
3. Analyse des données.....	26
Question 1 : Évolution des écarts salariaux entre les sexes dans l'économie américaine et l'industrie financière.....	26
Question 2: Écart salariaux entre les sexes dans les quatre sous-secteurs de l'industrie financière américaine	32
Question 3 : Distribution des occupations des femmes et des hommes dans l'industrie financière américaine.....	35
Question 4 : Capacités productives des femmes et des hommes dans l'industrie financière américaine	38
Question 5: L'impact des cycles économiques sur les écarts salariaux entre les sexes dans le secteur financier	41
4. Méthodologie.....	48
Décomposition d'Oaxaca-Blinder: approche sur la différence moyenne des salaires.....	48
Estimation des distributions contrefactuelles des salaires	51
Deuxième dimension : périodes temporelles.....	53
Tracé des distributions et décomposition agrégée des écarts salariaux	55
Décomposition agrégée : effets de compositions et effets de structures	56
La méthode des régressions quantiles non conditionnelles.....	57
Choix du groupe contrefactuel.....	61

Sélection sur les observables	62
Correction du biais de sélection	65
5. Résultats	71
Décomposition agrégée des différences salariales entre les femmes et les hommes	71
Résultats des modèles de régression : analyse des rendements	82
Résultats de la décomposition détaillée d'Oaxaca-Blinder	98
Conclusion.....	113
Tableaux.....	116
Tableau 1 - Cycles économiques et écarts salariaux entre les sexes : résumé de la littérature scientifique	116
Tableau 2 - Construction des sous-secteurs financiers.....	117
Tableau 3 - Agrégation du PIB réel de l'industrie financière américaine	118
Tableau 4 - Exemples d'emplois pour chaque catégorie d'occupations.....	119
Tableau 5 - Coefficients estimés du modèle de correction d'Heckman, par sexe et par période	120
Tableau 6 - Coefficients estimés des régressions par moindres carrés ordinaires (moyenne), par sexe et par période.....	121
Tableau 7 - Tests de Wald (statistiques) sur différents groupes de variables, régressions par moindres carrés ordinaires (moyenne)	123
Tableau 8 - Coefficients estimés des régressions quantiles non conditionnelles.....	125
Tableau 9 - Tests de Wald (statistiques) sur différents groupes de variables, régressions quantiles non conditionnelles	129
Tableau 10 - Décomposition détaillée des écarts salariaux moyens entre les sexes, par période	131
Tableau 11 - Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes (centiles), par période	133
Graphiques	137
Graphique 1 - Évolution des effets de compositions et des effets de structures dans les sous-secteurs financiers	137
Bibliographie	141

Liste des figures

Figure 1.1 - Ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes, ajusté et non ajusté pour les heures de travail hebdomadaires	4
Figure 3.1 - Ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes ajusté pour les heures hebdomadaires travaillées.....	27
Figure 3.2 - Ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes ajusté pour les heures hebdomadaires travaillées, comparaison entre industries	28
Figure 3.3 - Ratio du salaire horaire des femmes sur celui des hommes ajusté pour les heures hebdomadaires travaillées, autres statistiques	29
Figure 3.4 - Écarts salariaux entre les sexes (en logarithme naturel) à chaque centile, lissés par régressions à pondération locale (nets des effets temporels)	31
Figure 3.5 - Écarts salariaux entre les sexes (en logarithme naturel) à chaque centile, par sous-secteur, lissés par régressions à pondération locale (nets des effets temporels)	34
Figure 3.6 - Attributs standardisés médians au sens du DOT, par sexe, 1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010	37
Figure 3.7 - Effet du taux de chômage sur le logarithme du salaire pour différents niveaux de scolarité, par sexe.....	46
Figure 5.1 - Fonctions de densité estimées des salaires horaires réels nets des effets temporels, 1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010	72
Figure 5.2 - Fonctions de densité estimées des salaires horaires réels, par période, 1984-1985, 1993-1994, 2002-2003 et 2009-2010.....	73
Figure 5.3 - Effets de compositions, 1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010.....	74
Figure 5.4 - Effets de structures, 1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010.....	75
Figure 5.5 - Fonctions de densité estimées des salaires horaires nets des effets temporels, banques, investissements, assurances et immobiliers	80
Figure 5.6 - Rendements moyens liés aux sous-secteurs financiers, par sexe et par période	85
Figure 5.7 - Rendements moyens reliés aux occupations, par sexe et par période	86
Figure 5.8 - Évolution des rendements de l'expérience potentielle, par sexe, par période et par centile.....	88
Figure 5.9 - Rendements des différents groupes d'expérience potentielle, par sexe, par période, 10 ^e , 50 ^e et 90 ^e centile.....	90
Figure 5.10 - Évolution des rendements d'un diplôme universitaire, par sexe, par période et par centile.....	91
Figure 5.11 - Évolution des rendements du travail non rémunéré à l'heure, par sexe, par période et par centile.....	95
Figure 5.12 - Évolution des rendements liés aux catégories d'occupations, par sexe, par période et par centile	96

Liste des tableaux

Tableau 2.1 - Nombre d'observations par année	22
Tableau 2.2 - Construction du niveau d'éducation.....	23
Tableau 2.3 - Variables explicatives à notre disposition.....	24
Tableau 3.1 - Ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes par sous-secteur financier	32
Tableau 3.2 - Attributs standardisés médians des travailleurs selon le DOT, par sous-secteur financier et par sexe.....	35
Tableau 3.3 - Attributs standardisés moyens des travailleurs selon le DOT, par occupation et par sexe	38
Tableau 3.4 - Dotations moyennes des travailleurs, par sexe et par période.....	39
Tableau 3.5 - Salaire horaire réel moyen (\$2008) selon le sexe et le type de rémunération,1984-2010.....	40
Tableau 3.6 - Variables explicatives composant le vecteur X du modèle adapté de Biddle et Hamermesh (2013).....	41
Tableau 3.7 - Estimation des coefficients liés au sexe, au taux de chômage et à leur interaction.....	43
Tableau 4.1 - Variables explicatives composant le vecteur X du modèle estimant le facteur de pondération.....	54
Tableau 4.2 - Variables explicatives composant le vecteur X du modèle de régression quantile non conditionnelle.....	59
Tableau 4.3 - Variables explicatives utilisées pour la première étape d'estimation d'Heckman (modèle probit)	66
Tableau 4.4 - Effets marginaux moyens des modèles de correction d'Heckman, par sexe et par période	68
Tableau 5.1 - Décomposition agrégée des écarts salariaux entre les sexes à la moyenne et à différents déciles.....	76
Tableau 5.2 - Estimation des coefficients reliés au sexe, au taux de chômage et à leur interaction à différents centiles	93
Tableau 5.3 - Regroupements des variables explicatives de la décomposition détaillée d'Oaxaca-Blinder	98
Tableau 5.4 - Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes, moyenne.....	99
Tableau 5.5 - Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes, par centile	105

Remerciements

J'aimerais tout d'abord remercier le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada, le Fonds de recherche du Québec, HEC Montréal, le CIRPÉE et Daniel Parent pour leur appui financier lors de ma maîtrise.

Un énorme merci à mon directeur de mémoire, Daniel Parent, pour son aide, sa disponibilité, ses précieux conseils et la confiance qu'il m'a accordée. Travailler à vos côtés aura été une expérience des plus enrichissantes. Je pense également aux autres professeurs (es) qui ont su me transmettre leur passion pour l'économie durant mes études.

J'aimerais aussi remercier ma famille et mes amis (es) qui m'ont toujours encouragé et supporté dans mes projets. Votre authenticité et vos valeurs font de chacun de vous une source d'inspiration majeure dans ma vie.

Surtout, un remerciement très spécial à ma mère, mon père et Jean-François qui ont su, surtout dans les moments les plus difficiles, me remettre sur les rails et me donner le courage de foncer et de croire en mes rêves. Je vous aime.

“It ain’t about how hard you hit. It’s about how hard you can get hit and keep moving forward; how much you can take and keep moving forward. That’s how winning is done!”

- Rocky Balboa

Introduction

Depuis les années 1970, les écarts salariaux entre les femmes et les hommes ont grandement rétréci aux États-Unis. Bien que des écarts demeurent, les femmes occupent de plus en plus des métiers traditionnellement réservés aux hommes (Blau et Kahn 2000) et progressent dans les postes de gestionnaires (Cohen et al. 2009). Malgré ces gains relatifs, on recense toujours des différences notoires lorsque les comparaisons salariales sont effectuées à l'intérieur même des industries, et ce, principalement dans l'industrie financière américaine. Agents d'assurances, agents de vente de titres à valeur mobilière ou gestionnaires, c'est dans les bureaux de *Wall Street* que la parité salariale entre les sexes demeure la plus précaire (Bass 2012). Parmi les gestionnaires financiers du secteur, la *Institute for Women's Policy Research* déclarait que le revenu hebdomadaire moyen des hommes en 2011 était de 1504 \$ alors que celui des femmes se chiffrait à 991 \$ (Hegewisch et al. 2012). Une analyse des données du *Current Population Survey Merged Outgoing rotation group* (CPS MORG), un extrait d'une enquête mensuelle menée auprès de ménages américains par le *Bureau of Labor Statistics*, nous renseigne sur l'ampleur du problème. En effet, de 1983 à 2010, en tenant compte des heures de travail hebdomadaires, le ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes est passé de 0,77 à 0,93 pour l'ensemble des industries et de 0,63 à 0,67 pour le secteur financier. Pire encore, ce ratio affichait le même niveau en 2010 qu'en 1991. L'écart salarial n'est d'ailleurs pas uniforme sur toute la distribution des salaires.

Cette recherche vise à déterminer les raisons pour lesquelles les écarts salariaux entre les femmes et les hommes persistent dans l'industrie financière américaine. Pour comprendre ce phénomène, nous utiliserons un raffinement de la décomposition d'Oaxaca-Blinder (Blinder 1973; Oaxaca 1973) en y intégrant les méthodes de DiNardo et al. (1996) et les régressions quantiles non conditionnelles (Firpo et al. 2009). La première méthode permet d'apprécier l'effet des caractéristiques observables du groupe discriminé (les femmes) sur la distribution salariale du groupe non discriminé (les hommes). Le tout est accompli en interchangeant la distribution marginale des caractéristiques des hommes avec celle des femmes grâce à un facteur de pondération estimé par un modèle de probabilité non linéaire. Quant à la deuxième méthode, celle-ci calcule les effets partiels de facteurs explicatifs sur un centile spécifique de la distribution des salaires. En appliquant la décomposition détaillée d'Oaxaca-Blinder, les deux méthodes combinées permettent d'évaluer la contribution individuelle des facteurs explicatifs sur les écarts salariaux, et ce, sur toute la distribution salariale. Nous tenons aussi compte dans notre méthodologie du biais de sélection chez les travailleurs de notre échantillon. La procédure en deux étapes d'Heckman (1976; 1979) est employée pour tenir compte du choix non aléatoire des individus de travailler ou non dans le l'industrie

financière. Les données de notre recherche proviennent d'un échantillon de travailleurs de l'industrie financière américaine du CPS MORG sondés entre 1983 et 2010.

Notre recherche s'inscrit dans une riche littérature scientifique sur les écarts salariaux entre les sexes aux États-Unis dont l'accent est surtout axé sur l'économie américaine en général et les écarts moyens. Cependant, il paraît clair que les facteurs à l'origine de ces disparités salariales n'affectent pas uniformément l'ensemble de la distribution des salaires. En suivant le cadre conceptuel de la décomposition d'Oaxaca-Blinder, la méthode de DiNardo et al. (1996) et celle des régressions quantiles non conditionnelles nous semblent les plus appropriées pour traiter notre problématique puisqu'elles permettent, en plus d'avoir un regard posé sur toute la distribution des salaires des femmes et des hommes, de mieux isoler les effets de compositions, c'est-à-dire les écarts salariaux causés par des différences entre les caractéristiques productives des femmes et des hommes (Firpo et al. 2010). La construction d'un environnement expérimental robuste est primordiale pour bien isoler la portion des écarts salariaux attribuables à des facteurs non observables par l'économètre (effets de structures). Les variables explicatives employées dans notre étude sont divisées en six catégories : le capital humain (expérience et éducation), les cycles économiques (taux de chômage et PIB réel du secteur financier), la géographie (résidence dans une région métropolitaine, division géographique de recensement où le ménage demeure), les caractéristiques d'emploi (rémunération horaire, syndicalisation, heures de travail hebdomadaire réalisées, secteur privé ou public), le sous-secteur financier d'activité et l'occupation d'emploi. La méthodologie que nous utiliserons n'a pas encore été testée sur l'industrie financière américaine, une industrie caractérisée par des salaires élevés et une main d'œuvre disposant d'un capital humain important (Philippon et Reshef 2012). La plupart des études scientifiques traitant des écarts salariaux dans ce secteur ne dressent pas un portrait suffisamment global de la problématique, faute d'un échantillon trop précis ou d'un objectif de recherche différent. Notre étude comble cette lacune en ayant une vue plus générale du marché du travail du secteur financier des États-Unis.

Notre recherche est organisée comme suit : la section 1 présente une revue de la littérature sur les écarts salariaux observés entre les sexes aux États-Unis en général ainsi que dans le secteur financier en particulier; la section 2 approfondit les traitements effectués aux données que nous utilisons pour construire notre modèle; la section 3 analyse ces mêmes données en y dévoilant quelques faits statistiques sur les écarts salariaux entre les femmes et les hommes; la section 4 présente la méthodologie que nous employons dans notre travail ainsi que les hypothèses sous-jacentes à notre modèle économétrique. Finalement, la section 5 fait état des résultats de notre modèle et des conclusions économiques et statistiques qui en découlent.

1. Revue de la littérature

Évolution des écarts salariaux entre les sexes aux États-Unis

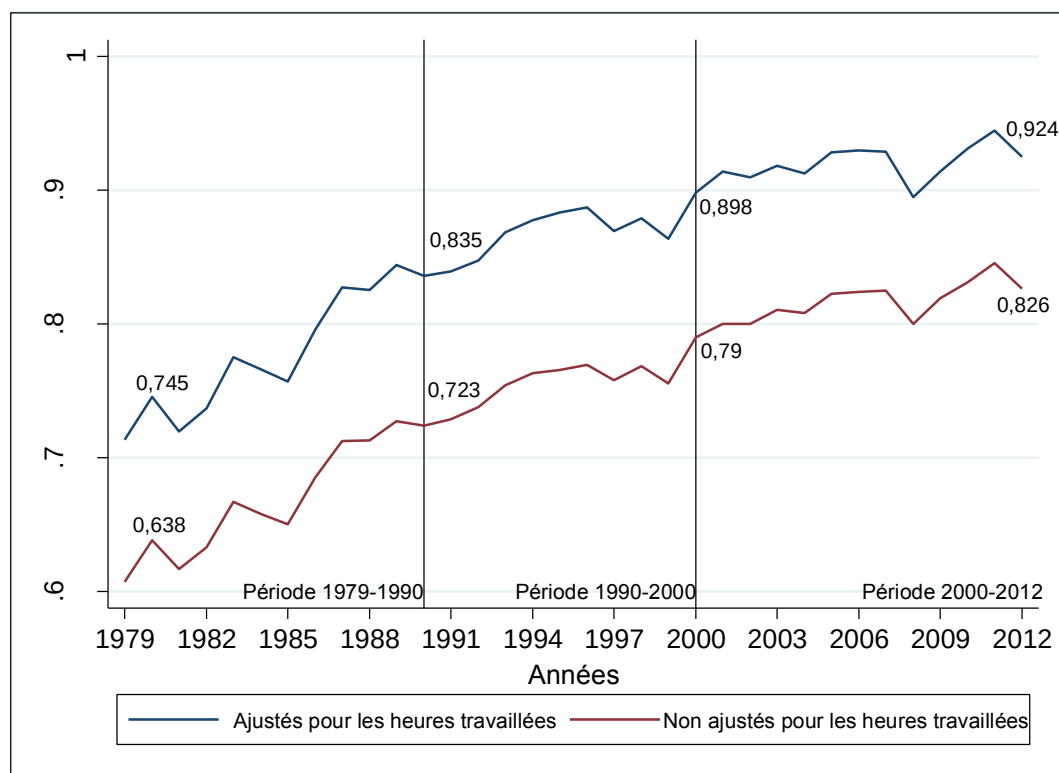
Des changements dans les caractéristiques productives des femmes et des hommes sur le marché du travail et dans les facteurs structurels de l'économie ont défini systématiquement la dynamique des écarts salariaux entre les sexes à travers chaque décennie depuis 1970 aux États-Unis (Blau et Kahn 2006). La présente section porte sur ces dynamiques et leur impact respectif sur l'évolution des disparités salariales entre les sexes jusqu'à aujourd'hui. Bien que les études qui seront citées dans cette première section portent sur l'économie américaine en général, il n'en demeure pas moins que les conclusions qui en découlent sont extrapolables pour le marché de l'emploi du secteur financier. Les éléments présentés serviront de référence historique à notre recherche.

Des gains salariaux pour les femmes par rapport aux hommes : période 1970-2010

Afin d'avoir un portrait global des écarts salariaux aux États-Unis, la figure 1.1 présentée à la page suivante illustre l'évolution du ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes de 1979 à 2012. Nous avons ajusté ces ratios selon le nombre d'heures de travail hebdomadaires moyen de chaque sexe. Cet ajustement est similaire à celui réalisé dans l'article d'O'Neil (1983) qui examine dans quelle mesure les changements dans les caractéristiques observables des travailleurs de 1955 à 1982 ont contribué à l'augmentation des écarts salariaux entre les femmes et les hommes. Notons que les données utilisées pour construire le graphique proviennent du *Merged Outgoing Rotation Group* du *Current Population Survey* (CPS MORG), l'enquête utilisée dans notre recherche. L'échantillon a été construit à partir des mêmes spécifications que nous utiliserons dans le cadre de notre recherche. Celles-ci seront d'ailleurs détaillées dans la section « Survol des données ». La ligne rouge s'apparente aux ratios non ajustés tandis que la ligne bleue représente les ratios ajustés.

La figure 1.1 nous renseigne que les écarts salariaux médians entre les femmes et les hommes ont grandement diminué. Une différence d'environ 10 cents sépare en moyenne les ratios ajustés et non ajustés pour les heures de travail hebdomadaire. Chaque décennie présente des évolutions distinctes dans les écarts salariaux, la période 1980-1989 ayant contribué le plus à la parité salariale. Nous exposerons dans cette sous-section les nombreux facteurs ayant contribué à ces différentes tendances.

Figure 1.1
Ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes, ajusté et non ajusté pour les heures de travail hebdomadaires



De 1955 à 1975, la proportion importante de travailleuses âgées, mariées et peu éduquées a profondément contribué à maintenir l'énorme fossé salarial entre les femmes et les hommes, ces derniers déjà mieux outillés en moyenne pour faire face aux défis du marché du travail (O'Neil 1985). Les premières véritables percées des femmes sur le marché du travail sont survenues à partir des années 1970. Délaissant les normes sociales conservatrices à l'égard du rôle de la femme dans la société et jouissant de meilleures anticipations à l'égard de leur future carrière (Goldin 2006), de jeunes femmes ont massivement intégré le marché du travail durant les années 1970 (O'Neil 1985). Plusieurs changements sociodémographiques tels que la diminution du taux de natalité, la diminution des mariages et l'augmentation des divorces ont contribué à l'amplification de cette nouvelle offre de travail aux États-Unis (Goldin 1990).

Malgré une décélération marquée de la venue des femmes sur le marché du travail dans les années 1980, les écarts salariaux entre les sexes recensés dans cette période ont diminué plus rapidement que dans les années 1970 (Polachek et Robst 2001). Selon O'Neil (1985) et Blau (1998), l'arrivée massive de jeunes femmes non expérimentées sur le marché du travail dans les années 1970 a diminué la croissance du capital humain des femmes par rapport à celle des hommes. Une décennie plus tard, avec des capacités productives de plus en plus comparables à ceux des hommes, les femmes ont vu leur

expérience de travail plus valorisée sur le marché du travail diminuant par conséquent les disparités salariales entre les sexes (O'Neil et Polachek 1993). Cette réduction des écarts salariaux est également le résultat d'un flux important de travailleuses âgées, peu éduquées, à peine expérimentées et très présentes dans les années 1970 ayant quitté la population active dans les années 1980 (Polachek et Robst 2001).

Pour continuer, en utilisant les données du *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) de 1975 à 1987, Blau et Kahn (1994, 1997) tentent de déterminer de quelle façon les écarts salariaux entre les femmes et les hommes ont évolué en relation avec l'accroissement des inégalités de revenus aux États-Unis dans les années 1980. Selon leurs résultats, sans les progrès observés dans les capacités productives et la productivité des femmes, l'augmentation des inégalités de revenus dans l'économie aurait fait chuter le ratio du revenu médian des femmes sur celui des hommes à 56 %, soit un niveau plus faible qu'en 1979 (62 %). Fortin et Lemieux (1998) soutiennent que l'amélioration du rendement de l'expérience des femmes ainsi que le progrès de leur position relative dans la distribution des salaires des hommes ont principalement contribué à réduire le fossé salarial entre les sexes dans les années 1980.

Le ratio du revenu médian des femmes sur celui des hommes a pour sa part cru de 3 points de pourcentage de 1989 à 1999 contre 9 points de pourcentage de 1979 à 1989 (Blau et Kahn 2006). Cet essoufflement proviendrait principalement de facteurs non observables par l'économètre qui ont ralenti la continuité des percées salariales records des femmes dans les années 1980. Difficiles à bien estimer, ces facteurs pourraient s'agir de caractéristiques propres au sexe et/ou d'une discrimination salariale faite sur le marché de l'emploi. Blau et Kahn (2006) soulèvent quelques exemples : 1) un affaiblissement de l'engagement des femmes dans leur carrière, 2) l'effet du plafond de verre (ou *glass ceiling effect* en anglais)¹ ou 3) des changements dans la demande et l'offre de travail des femmes sur le marché du travail.

Les facteurs ayant propulsé les femmes à l'avant-scène dans les années 1980 ont tout de même continué à réduire les écarts salariaux dans les années 1990-2000, bien qu'à un rythme moins rapide selon la position du travailleur sur la distribution des salaires. En ce sens, en appliquant la décomposition d'Oaxaca-Blinder sur un échantillon du PSID, Kassenböhmer et Sinning (2010) analysent les changements dans l'ensemble de la distribution des écarts salariaux entre les femmes et les hommes blancs de 1993 à 2006.

¹ L'effet du plafond de verre se réfère aux obstacles subtils ou explicites qui empêchent les femmes de gravir les plus hauts échelons de la hiérarchie salariale de leur employeur. En ce sens, Blau et DeVaro (2007) indiquent que les femmes ont une probabilité plus faible que les hommes d'obtenir une promotion, bien que cela n'affecte pas réellement la croissance des écarts salariaux entre les sexes par rapport à un contexte sans promotion. Petersen et Saporta (2004) soulèvent à l'inverse que les femmes ont plus de chance d'obtenir une promotion en haut de l'échelle salariale, alors que les hommes seraient plus privilégiés en bas de la hiérarchie. Il semble y avoir un manque de consensus dans la littérature scientifique quant à l'existence d'un quelconque effet de plafond de verre aux États-Unis.

Ces écarts ont rétréci par plus de 13 % dans le décile le plus faible des salaires et par moins de 4 % dans le décile le plus élevé. Les auteurs notent que la convergence des salaires entre les sexes dans le décile le plus nanti est attribuable principalement à des gains considérables chez les femmes en matière de scolarité. Pour le décile le plus pauvre, l'accroissement du niveau d'expérience de travail des femmes expliquerait la baisse de l'écart salarial. Les auteurs soulignent que les écarts salariaux les plus importants entre les femmes et les hommes se retrouvent toujours au décile le plus nanti des salaires. Cela est en quelque sorte cohérent avec l'effet du plancher collant (ou *sticky floors effect* en anglais) selon lequel les femmes seraient condamnées à œuvrer dans des emplois faiblement rémunérés sans réelles possibilités d'avancement. O'Neil (2003) souligne néanmoins une forte convergence des salaires chez les travailleurs de 35 à 43 ans ayant les mêmes occupations. En effet, en tenant compte de l'éducation, de l'habileté, de l'expérience de travail et de quelques caractéristiques relatives à l'emploi, le ratio du revenu médian des femmes sur celui des hommes se chiffrait à près de 97,5 % en 2000, ce qui implique une forte parité et une réduction de la discrimination à travers le temps pour des occupations comparables. L'auteur utilise les données du *National Longitudinal Survey of Youth* (NLSY).

Contributions des variables de contrôle : capital humain et facteurs structurels de l'économie

Jacob Mincer (1958) est le premier académicien à avoir établi une relation statistique reliant le nombre d'années de scolarité et d'expérience de travail au salaire d'un travailleur. Depuis cette date, de nombreux chercheurs ont amélioré cette équation en y intégrant plusieurs nouvelles variables explicatives susceptibles d'améliorer la prédiction du modèle (Lemieux 2006). Cette section a pour objectif de mettre en contexte la contribution de quelques-unes de ces variables à l'évolution des écarts salariaux observés entre les sexes aux États-Unis. Ces variables seront classées en six catégories : 1) expérience de travail, mariage, parentalité et heures de travail, 2) éducation, 3) syndicalisation, 4) secteur privé et secteur public, 5) changements structurels dans l'économie et 6) cycles économiques. Cette section nous donnera un cadre de référence dans la construction de nos modèles économétriques et de l'interprétation des résultats qui en découlent.

Expérience de travail, mariage, parentalité et heures de travail

Wellington (1993) soutient que les différents types d'expérience de travail² acquis par les femmes et les hommes expliquent mieux les disparités salariales entre les sexes

² Parmi ces types d'expérience, Wellington (1993) identifie entre autres le nombre total d'années travaillées à temps plein, le nombre d'années travaillées avant l'actuel employeur, le nombre d'années travaillées avec l'actuel employeur, la formation continue avec le même employeur, etc.

que le niveau d'expérience actuelle ou potentielle³. Les hommes bénéficient d'un salaire plus élevé en moyenne que celui des femmes notamment en raison d'une formation continue plus importante au travail. Les femmes, quant à elles, occupent généralement plus des emplois à temps partiel que les hommes, des emplois ayant peu d'effet sur l'appréciation des salaires. Ces différences expliqueraient donc en partie l'écart salarial observé entre les sexes. Lynch (1992) obtient des conclusions similaires en analysant un panel de jeunes travailleurs recensés dans le *National Longitudinal Survey Youth Cohort* entre 1980 et 1983. L'auteure affirme que la propension à recevoir de la formation continue est plus faible chez les femmes, ce qui pourrait expliquer en partie les écarts salariaux entre les sexes aux États-Unis. Ce désintérêt à la formation continue pourrait refléter la prévalence des femmes à interrompre davantage leur carrière professionnelle que les hommes. Plusieurs causes sont identifiées dans la littérature scientifique, notamment le fait d'avoir un enfant ou d'être mariée (Goldin 2006). Notons cependant que l'effet négatif d'avoir un enfant sur le taux d'emploi chez les femmes a diminué depuis la fin des années 1970 (Boushey 2008). De plus, il semblerait exister une prime salariale positive au mariage chez les hommes (Korenman et Neumark 1991), alors que l'effet d'être marié sur le salaire tend à être nul chez les femmes, en général (Blinder 1973; Oaxaca 1973).

Il faut également souligner que le rendement de l'expérience a probablement un lien important avec la disposition des individus à réaliser un nombre important d'heures de travail par semaine. En ce sens, Cha et Weeden (2014) soulignent que la convergence des salaires entre les sexes s'est atténuée depuis 1990 notamment en raison de la plus forte prévalence des hommes à réaliser au moins 50 heures de travail par semaine. Cette propension serait également très variable selon les occupations, les gestionnaires et les professionnels étant les occupations les plus susceptibles d'exiger des semaines de travail intensives. En utilisant les données du CPS MORG de 1979 à 2009 et du *Survey of Income and Program Participation* (SIPP) de 1996 à 2009, les auteures utilisent le modèle de décomposition des salaires de Juhn et al. (1991) et constatent que le fait de travailler au moins 50 heures par semaine expliquerait près de 10 % des écarts salariaux, l'effet de structures étant plus important que l'effet de compositions dans ce cas-ci⁴.

Éducation

Bien que les femmes aient augmenté leur niveau éducation depuis 1979, Brown et Corcoran (1997) démontrent que le choix de spécialisation à l'université diffère en moyenne entre les sexes. Selon les auteurs, cette sélection expliquerait mieux les écarts

³ L'expérience potentielle est définie comme étant l'âge - les années d'éducation - 6. Le chiffre 6 représente l'âge à laquelle la première année d'éducation est entamée.

⁴ Nous présenterons ultérieurement une description plus détaillée des effets de compositions et des effets de structures.

salariaux entre les sexes que le simple niveau de scolarité. En ce sens, en utilisant une méthode d'appariement non paramétrique et en fixant le même niveau d'expérience entre les sexes, Black et al. (2008) soutiennent que 54 % à 99 % des différences salariales entre les femmes et les hommes dont la langue maternelle est l'anglais sont expliquées par des facteurs prémarchés⁵ tels que le plus haut diplôme obtenu et le choix de spécialisation à l'université. Weinberger (1998) obtient des résultats similaires en analysant une cohorte de jeunes diplômés sur le marché du travail en 1985. En tenant compte de l'habileté (estimé par le *Grade Point Average* ou *GPA* en anglais), le programme d'études, la qualité de l'éducation reçue (l'institution scolaire) et l'expérience acquise durant la poursuite des études, l'auteure note que les hommes blancs gagnent un salaire horaire de 10 % à 15 % plus élevé que celui des femmes. Cela suggère une certaine évidence de discrimination sur le marché du travail pour les jeunes diplômés.

Syndicalisation

Le déclin de la syndicalisation dans le secteur privé aurait aussi permis de réduire les différences salariales entre les sexes (Even et Macpherson 1993). En effet, en utilisant une extension du modèle probit, les auteurs démontrent que la baisse du taux de syndicalisation a été plus lente chez les femmes que chez les hommes, car la probabilité de se syndiquer a diminué plus vite dans les industries dominées majoritairement par des hommes. Ce phénomène serait responsable de près du septième de la baisse de 9,0 % des écarts salariaux observée entre 1973 et 1988 dans l'ensemble des industries. De plus, DiNardo et al. (1996) démontrent que la baisse du syndicalisme a contribué davantage à la dispersion des salaires des hommes entre 1979 et 1988 que celle des femmes. Pour les deux sexes, cela se caractérise principalement par un aplatissement plus marqué vers la queue de gauche de la distribution des salaires (les salaires les plus faibles), aplatissement tout de même plus important chez les hommes. Cela dit, une proportion importante d'hommes initialement protégés par un syndicat ont vu leur position dans la distribution salariale diminuée réduisant ainsi les disparités salariales entre les sexes.

Secteur privé et secteur public

La répartition inégale des femmes et des hommes dans le secteur privé et le secteur public peut également refléter une forme de discrimination sur le marché du travail. En ce sens, Llorens, Wenger et Kellough (2007) soulignent qu'une plus grande disparité salariale entre les femmes du secteur privé et celles du secteur public accroît en moyenne la représentativité des femmes dans la fonction publique. À en juger la surreprésentation des femmes dans le secteur public de tous les États américains au prorata de leur poids dans la population, la fonction publique américaine s'avère un

⁵ Les facteurs prémarchés sont liés aux dotations acquises avant l'entrée sur le marché du travail. Il peut s'agir ici de résultats d'examens tels que le *Armed Forces Qualification Test* (AFQT) utilisé pour l'enrôlement militaire. Cet examen évalue par exemple les compétences linguistiques et mathématiques des répondants.

secteur d'emploi garant de l'équité salariale. En effet, en utilisant les régressions quantiles conditionnelles et les données du recensement américain de 2000, Miller (2009) affirme que les écarts salariaux entre les sexes sont moins importants dans le secteur public que dans le secteur privé, et ce, en moyenne et sur tous les déciles de la distribution des salaires. Les rendements de l'éducation et de l'expérience seraient également divergents entre le secteur privé et public : l'effet de l'éducation sur le salaire serait plus élevé dans le secteur privé et croissant avec les déciles alors que l'effet de l'expérience sur le salaire serait plus important dans le secteur public pour les déciles les plus faibles. À l'inverse de Miller (2009), bien qu'il utilise des données plus anciennes (*May 1983 CPS*), Heywood (1989) soutient que les femmes sont moins bien rémunérées en moyenne que les hommes dans la fonction publique fédérale par rapport au secteur privé, et ce, même en tenant compte du capital humain. Ce résultat, plutôt contraire aux attentes, pourrait provenir d'un manque d'instruments efficaces pour tenir compte de l'effort non observable du gouvernement à réduire la discrimination salariale entre les sexes.

Changements structurels dans l'économie : technologie et commerce international

La diminution importante des écarts salariaux entre les sexes observée dans les années 1980 proviendrait également de changements structurels dans l'économie qui auraient profité davantage aux femmes qu'aux hommes (O'Neil et Polachek 1993). Tel qu'avancé par Blau et Kahn (1994), les femmes et les hommes œuvrent en moyenne dans des occupations et des industries plutôt opposées ce qui les expose à des degrés différents aux changements structurels dans l'économie⁶. Par exemple, plusieurs innovations technologiques survenues à la fin des années 1970 auraient accru la demande de travailleurs reconnus pour leurs compétences cognitives au détriment de ceux réputés pour leurs compétences artisanales ou manuelles. Cela aurait principalement favorisé le taux d'emploi et la rémunération des femmes. La baisse de salaire observée chez les cols bleus et le déclin du secteur manufacturé américain, ce type d'occupation et cette industrie étant majoritairement composés d'hommes, expliqueraient plus de 20 % de la baisse des écarts salariaux entre les sexes dans les années 1980 (O'Neil et Polachek 1993). Durant la même période, l'expansion du commerce international aurait également réduit la discrimination envers les femmes dans le secteur manufacturier américain, le coût de la discrimination à l'endroit des femmes devenant plus élevé pour les firmes œuvrant auparavant dans un secteur plus concentré ou monopolistique (Black et Brainerd 2004).

⁶ Il faut tout de même soulever que la valorisation des emplois traditionnellement occupés par les femmes s'est améliorée par rapport aux hommes entre 1975 et 1987 aux États-Unis, réduisant ainsi les écarts salariaux (Blau et Kahn 1994).

Cycles économiques et écarts salariaux entre les sexes

Les effets d'une récession sur le marché de l'emploi ne sont pas répercutés uniformément à travers tous les groupes de travailleurs (Hoynes, Miller et Schaller (2012)). Comme le soulèvent Elsby, Hobjin et Sahin (2010), la dernière récession américaine de 2008 a principalement affecté le taux d'emploi des groupes démographiques suivants : les hommes, les travailleurs moins éduqués, les minorités ethniques et les jeunes travailleurs. Ces observations seraient en conformité avec les conclusions de Hoynes et al. (2012) selon lesquelles l'effet du taux de chômage serait décroissant avec l'âge et le niveau d'éducation. Ce même effet aurait aussi une ampleur moins importante sur les femmes que sur les hommes. De plus, lors de la reprise économique de 2009 à 2010, le taux d'emploi des hommes aurait crû plus rapidement que celui des femmes, une première par rapport aux reprises qui ont suivi les récessions de 1969-1970, 1973-1975, 1980-1982 et 1990-1991 aux États-Unis (Kochhar 2011).

Les fluctuations du taux de chômage pourraient donc influencer les écarts salariaux entre les femmes et les hommes de plusieurs façons. Comme le souligne O'Neil (1985), en moyenne, les femmes sont moins syndiquées que les hommes ce qui rend leur salaire plus sensible aux cycles économiques. De plus, selon l'industrie et l'occupation, les femmes ont moins de formation continue et deviennent plus vulnérables aux congédiements en période de stress économique. À l'inverse, les femmes travaillent majoritairement dans des industries et des occupations dont la demande est relativement stable, les protégeant mieux des fluctuations économiques négatives que les hommes. La littérature scientifique présente des résultats relativement mitigés sur la cyclicité des différences salariales entre les femmes et les hommes et dépend surtout des modèles économétriques et des données utilisés. L'utilisation de modèles économétriques à séries chronologiques ne semble pas trancher en faveur d'une baisse ou d'une hausse des écarts de salaires entre les sexes lors du passage d'un cycle économique. Par exemple, alors qu'O'Neil (1985) affirme que la relation entre les cycles économiques et les écarts salariaux serait contre-cyclique, Kandil et Woods (2002) infirment cette relation en la qualifiant de procyclique⁷. Gupta et al. (2006) ne soulignent quant à eux aucune évidence que les cycles économiques ont un quelconque effet sur les écarts salariaux entre les femmes et les hommes dans la période 1970-1995.

Bien qu'une convergence occupationnelle soit observée entre les sexes depuis 1970 (Goldin 2006), le degré de représentativité des femmes et des hommes dans les occupations et les industries de l'économie américaine demeure hétérogène. En effet, en 2010, les hommes étaient plus concentrés dans les occupations reliées aux ressources naturelles, à la construction et aux travaux de maintenance (95,4 %) alors que les

⁷ Nous qualifions une relation procyclique lorsqu'une période de contraction de la conjoncture économique (augmentation du taux de chômage, par exemple) accroît les écarts salariaux entre les sexes.

femmes étaient plus présentes dans les professions du domaine des services (56,8 %). De plus, la même année, les hommes étaient plus représentés dans l'industrie de la construction (91,1 %) et l'industrie manufacturière (72 %) alors que les femmes étaient plus concentrées dans l'industrie financière (54,3 %) et l'industrie de l'éducation et des services de santé (74,7 %) (US BLS 2011). Les emplois composés majoritairement d'hommes affichent en moyenne des salaires réels et un nombre d'heures travaillées plus sensibles aux cycles économiques que les occupations dominées par les femmes (Park et Shine 2005). Les écarts de salaires entre les sexes ont également diminué plus rapidement dans les industries composées majoritairement d'hommes lors de la crise financière de 2008 (Marchant et Olfert 2013). La distribution des femmes et des hommes à travers les industries et les occupations aurait ainsi pour effet d'accroître les écarts salariaux lorsque l'économie profite d'un choc positif et de les réduire lorsque l'économie encaisse un choc négatif (effet procyclique). Finalement, en plus d'identifier une relation contre-cyclique entre les cycles économiques et les écarts salariaux entre les sexes, Biddle et Hamermesh (2013) soutiennent que cette relation proviendrait surtout d'une discrimination à l'égard des femmes et non de différences entre les caractéristiques productives. Le tableau 1 disponible dans la section « Tableaux » résume les principaux résultats de la littérature scientifique sur le dernier sujet.

Effets de compositions, effets de structures et distribution des salaires

Dans la littérature scientifique, les progrès observés dans les compétences des femmes par rapport aux hommes tout comme la baisse de la discrimination à l'égard des femmes doivent être considérés comme les principaux facteurs derrière la réduction des différences salariales entre les sexes (Blau et Kahn 1994, 1997; Fortin et Lemieux 1998). Ces éléments peuvent être soulevés notamment à partir de la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder (Oaxaca 1973; Blinder 1973). Sur la base d'une construction contrefactuelle, l'idée générale de cette méthode vise à accorder une portion des différences salariales moyennes entre deux groupes mutuellement exclusifs à des effets de compositions (les deux groupes ont des caractéristiques observables différentes) et une autre à des effets de structures (les deux groupes ont des caractéristiques semblables, mais des rendements marginaux différents⁸). Ce dernier effet est également celui attribué aux effets non expliqués par l'économètre, faute de données suffisantes en général, ou à l'existence de discrimination. Il faut cependant rester prudent lorsque l'on accorde la part non expliquée des écarts salariaux à la discrimination. La technique de décomposition d'Oaxaca-Blinder peut surestimer le degré de discrimination advenant le cas où les fonctions de salaires construites pour décomposer lesdits effets souffrent d'un biais de variables pertinentes omises. Par exemple, plusieurs études démontrent l'importance de tenir compte des facteurs cognitifs propres aux sexes normalement

⁸ Les caractéristiques observables sont traitées différemment sur le marché du travail.

difficiles à estimer. Nous pouvons citer la décision d'intégrer ou non un emploi compétitif⁹; la capacité et le désir de négocier des hausses salariales¹⁰; la valorisation du travail et des carrières professionnelles¹¹, etc. Il est donc plus approprié d'affirmer que l'effet de structure est défini par des différences de productivité ou de rendements. Notons toutefois que l'effet du plafond de verre et l'effet du plancher collant pourraient soutenir l'hypothèse d'une réelle discrimination envers les femmes sur le marché du travail. La portion associée aux effets de compositions et aux effets de structures demeure finalement très variable selon les études scientifiques.

Avec le temps, les techniques de décomposition se sont raffinées; les méthodes de décompositions au niveau des quantiles (ou centiles)¹² deviennent de plus en plus populaires, car il est clair que l'évolution des écarts salariaux entre les sexes depuis 50 ans n'a pas été uniforme en tout point dans la distribution des salaires (Blau et Kahn 1994, 1997; Fortin et Lemieux 1998). De constat, une décomposition autour de la moyenne devient insuffisante pour bien cadrer l'ampleur du phénomène. À première vue, les régressions quantiles conditionnelles (Koenker et Basset Jr 1978) pourraient s'avérer un outil d'analyse intéressant pour la décomposition recherchée. Cependant, comme la construction des fonctions de densité contrefactuelle des salaires requiert un changement implicite de la distribution des caractéristiques du groupe d'intérêt contre celle du groupe de référence, il n'est pas acquis qu'un individu restera à l'intérieur de son quantile une fois son vecteur de dotations interchangé avec celui de son comparable de référence. Les régressions quantiles conditionnelles deviennent donc un outil non adapté à la réalisation de notre objectif. Afin de tenir compte des effets de compositions, DiNardo et al. (1996) proposent d'estimer les distributions contrefactuelles des salaires en remplaçant la distribution marginale des caractéristiques observables du groupe d'intérêt avec la même distribution du groupe de référence¹³. Facilement applicable à toute statistique, la méthode de DiNardo et al. (1996) permet de comparer les effets de compositions et les

⁹ Nierderlea et Vesterlund (2007) démontrent expérimentalement que les femmes abordent la compétition avec moins d'enthousiasme que leurs homologues masculins.

¹⁰ Les femmes seraient en moyenne moins enclines à négocier à la hausse leur salaire (Babcock et Laschever 2003). Cependant, lorsqu'il est explicitement déclaré que les salaires peuvent être négociés dans l'entreprise, la propension à négocier est sensiblement la même entre les sexes. À l'inverse, si les possibilités de négociation sont nébuleuses et plus ou moins spécifiées, les hommes tendent à négocier davantage leur salaire que les femmes (Leibbrandt et List 2012).

¹¹ Bien qu'il y ait une certaine convergence dans l'appréciation du travail entre les sexes, les hommes seraient en moyenne plus ambitieux et valoriseraient davantage des salaires élevés que les femmes (Fortin 2008).

¹² Lors de notre recherche, les mots « centiles » et « quantiles » seront interchangés. Leur définition demeure la même.

¹³ Il existe d'autres solutions au problème issu des régressions quantiles conditionnelles. Par exemple, par le biais de simulations répétées, Machado et Mata (2005) proposent une procédure qui implique la construction de densités observables et de densités contrefactuelles de salaires à partir des densités conditionnelles estimées de plusieurs sous-populations sélectionnées aléatoirement. Cependant, en plus d'être complexe et lourde à programmer, cette méthode ne permet pas de réaliser une décomposition détaillée des écarts salariaux.

effets de structures en ajustant les différences de dotations entre les deux groupes grâce à un facteur de pondération estimée par un modèle probit ou un modèle logit. Cependant, cette méthode ne permet pas de dégager les contributions individuelles des variables explicatives aux écarts salariaux, décomposition communément appelée « décomposition détaillée ». Firpo et al. (2009) proposent une stratégie qui permet d'estimer les effets de variables explicatives sur les quantiles non conditionnels des salaires. Reconnue sous le nom de « régressions quantiles non conditionnelles », cette méthode est similaire à une régression standard, excepté qu'elle utilise la fonction d'influence recentrée comme variable dépendante. Ultimement, en combinant les valeurs prédites de la méthode de Firpo et al. (2009) à la décomposition d'Oaxaca-Blinder, nous pouvons obtenir une décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes, et ce, sur toute la distribution des salaires. Notons que les mises en garde relatives aux effets de structures explicitées antérieurement restent en vigueur pour les deux méthodes présentées. Pour notre recherche, nous utiliserons ces deux techniques de décomposition, car elles s'avèrent complémentaires et relativement intuitives à interpréter. Une description plus en détail de ces deux méthodes sera faite dans la section « Méthodologie ».

L'industrie financière américaine et les écarts salariaux entre les sexes

Les écarts salariaux entre les sexes varient de façon significativement différente entre les industries américaines, et ce, même lorsque les variations dans la productivité des travailleurs sont considérées. En théorie, les salaires divergent à travers les industries et les occupations selon les coûts de surveillance des employés par l'employeur, les coûts de recrutement et le capital humain relié à l'emploi et le secteur (Field et Wolff 1988). Comme notre attention va entièrement à l'industrie financière américaine, il convient de comprendre la composition de la main d'œuvre et les facteurs structurels propres à ce secteur afin de dégager une meilleure analyse de nos résultats. Dans cette section, nous ferons un bref survol historique des principaux éléments qui caractérisent la main-d'œuvre de l'industrie financière américaine. Il sera question par la suite de quelques articles scientifiques qui traitent des écarts salariaux entre les femmes et les hommes dans le secteur corporatif et financier¹⁴.

Composition de la main-d'œuvre et changements structurels de l'industrie financière

Philippon et Reshef (2012) présentent une excellente analyse de la distribution et de la rémunération du capital humain dans l'industrie financière américaine depuis le début de 20^e siècle. Tout d'abord, en comparant le secteur financier aux autres

¹⁴ En raison de la littérature limitée sur le secteur financier, nous avons également sélectionné quelques articles qui se penchent sur le secteur corporatif, un secteur comparable.

industries¹⁵, les auteurs soulèvent que le salaire relatif et la proportion relative de travailleurs éduqués (plus d'un diplôme d'études secondaires) aurait suivi une tendance en « U » de 1910 à 2005. Il y aurait trois périodes distinctes dans cette tendance : 1909-1933, 1933-1980 et 1980-2005. La période 1909-1933 serait caractérisée par un secteur financier abondé de travailleurs très éduqués et bien rémunérés. À partir de 1933, l'industrie financière aurait subi un exode important de son capital humain jusqu'en 1980. De 1980 à 2005, le salaire relatif et la part relative des travailleurs éduqués auraient repris leur niveau d'avant 1933. Depuis 1980, il semblerait exister une rente salariale reliée particulièrement au secteur de la finance, un secteur de plus en plus complexe sur la base du *Dictionary of Occupational Titles* (DOT)¹⁶. Le secteur financier américain est donc composé de travailleurs dont le capital humain est très élevé par rapport aux autres industries.

Plusieurs déterminants reliés aux changements technologiques et organisationnels sont mis de l'avant par Philippon et Reshef (2012) afin d'expliquer l'accroissement du salaire relatif et de la proportion importante de travailleurs éduqués dans l'industrie financière. Parmi ceux-ci, les auteurs notent les technologies de l'information, l'utilisation des brevets, les activités en finance corporative (appel public à l'épargne et gestion du risque de crédit), la dérégulation bancaire, la mondialisation financière et le taux d'imposition marginal chez les hauts revenus. Les auteurs soutiennent que la dérégulation est responsable de près de 40 % des changements observés dans l'éducation et les salaires dans le secteur financier américain. En parallèle, Black et Strahan (1999) rapportent une baisse des écarts salariaux entre les sexes dans le secteur bancaire américain depuis sa dérégulation au milieu des années 1970. Finalement, le secteur financier a contribué fortement aux inégalités de revenus aux États-Unis. En tenant compte des caractéristiques observables des travailleurs (niveau d'éducation, expérience potentielle, âge, sexe, ethnie, etc.), le ratio 90/10¹⁷ est passé de 0,94 à 1,23 de 1970 à 2005, l'industrie financière contribuant à près de 6,6 % à cette hausse.

Capital humain, discrimination et rémunération à la performance

Autant chez les jeunes diplômés que chez les plus hauts gestionnaires, il existe bel et bien des disparités salariales entre les femmes et les hommes dans l'industrie financière américaine. Par exemple, en 1988, le secteur financier et celui des services immobiliers affichaient le quatrième écart salarial entre les sexes le plus important par rapport à la moyenne des industries. Pour l'ensemble des travailleurs, les femmes gagnaient 7,0 % de

¹⁵ Philippon et Reshef (2012) identifient trois sous-secteurs propres à l'industrie financière : l'intermédiation financière (banques, institutions d'épargne et compagnies disposant de service de crédit), l'assurance et les autres sous-secteurs (titres, marchandises, capital de risque, investissement en capital, fonds de couverture, fiducies et banques d'investissement).

¹⁶ Un dictionnaire d'emplois produit par le *United States Department of Labor* (DOT 2011).

¹⁷ Ce ratio représente le revenu du 90^e centile sur celui du 10^e centile.

moins que les hommes (Field et Wolff 1988). Selon nos recherches reliées au secteur corporatif et financier, les femmes semblent être victimes d'une certaine forme de discrimination ou d'un traitement différent de la part de leur employeur, et ce, principalement dans les postes de haut niveau.

Bertrand et al. (2010) notent que l'évolution des carrières des détenteurs de MBA des plus grandes écoles de commerce aux États-Unis diffère en moyenne selon le sexe. En effet, bien que les femmes et les hommes gagnent sensiblement le même salaire en début de carrière, les hommes voient leur rémunération fortement augmentée une décennie plus tard suivant la graduation. Les auteures associent cette divergence à trois facteurs : les femmes participent à moins de formation continue que les hommes suite à l'obtention du MBA; il existe plus d'interruptions dans la carrière des femmes que celle des hommes et les femmes ont tendance à travailler moins d'heures par semaine que les hommes. La période de maternité serait en soi la principale raison qui expliquerait ces trois faits. Même en tenant compte du degré de scolarité et du niveau d'expérience, les mères sont encore fortement pénalisées sur le plan salarial (Waldfolger 1998)¹⁸. Cette réalité est aussi observée chez les détenteurs de MBA (Bertrand et al. 2010), un groupe de travailleurs très présents dans le secteur de la finance¹⁹.

Les femmes travaillant dans la plus haute direction des entreprises sont également défavorisées par rapport aux hommes sur le plan salarial. En effet, près de 2,5 % des cinq cadres les mieux rémunérés par entreprise des firmes cotées au S&P 500 de 1992 à 1997 étaient des femmes. Celles-ci gagnaient également 45 % de moins que leurs confrères (Bertrand et Hallock 2010). Cet écart peut s'expliquer par le fait que ces femmes gèrent en moyenne de plus petites corporations et sont moins susceptibles d'occuper des postes de président-directeur général. Par contre, l'écart salarial non expliqué est réduit à moins de 5,0 % si nous considérons que les femmes sont en moyenne plus jeunes et possèdent moins d'ancienneté que les hommes. Pour les hauts gestionnaires rémunérés en partie par des options d'achat, l'écart salarial entre les femmes et les hommes s'élèverait à 15,9 %, et ce, même en tenant compte des capacités productives des travailleurs, l'occupation et les caractéristiques spécifiques des employeurs. Cela s'expliquerait notamment par le fait que les femmes reçoivent en moyenne moins d'options d'achat que les hommes (Yurtoglu et Zulehner 2007)²⁰. Cela reste compatible avec l'affirmation de Chauin et Ash (1994) selon laquelle la portion non expliquée des différences salariales entre les sexes est principalement due à une rémunération à la

¹⁸ Comme le soulignent Waldfogel (1998) et Blau et Kahn (2000), cette pénalité pourrait s'expliquer par une motivation moins importante des mères dans leur emploi ainsi qu'un manque de formation continue causé par une interruption du travail, etc.

¹⁹ Parmi la cohorte d'étudiants qui ont obtenu un MBA à l'Université Harvard en 1990, 38,5 % travaillaient en 2005 dans le secteur financier et corporatif (Black et al. 2008).

²⁰ Les auteures utilisent la base de données OSIRIS. Celle-ci contient de l'information sur les bilans financiers et les formes d'indemnisation des hauts dirigeants de sociétés américaines cotées en bourse.

performance plus importante chez les hommes que chez les femmes ayant des occupations similaires.

En explorant les écarts salariaux entre les femmes et les hommes chez les courtiers en valeurs mobilières de deux grandes firmes de courtage aux États-Unis, Madden (2012) soulève une forme de discrimination dans l'affectation des tâches par l'employeur. Les courtières en valeurs mobilières de ces deux compagnies seraient affectées à des comptes inférieurs à ceux des hommes, réduisant ainsi leurs rendements et leurs commissions. Cette discrimination pourrait provenir d'une discrimination pure basée sur les préférences de l'employeur, de préjudices de la part des consommateurs, d'une autosélection des femmes à des positions de courtiers moins importantes et d'un niveau d'intensité ou d'effort moins élevé chez les femmes. Par une expérience « naturelle » basée sur les rendements des ventes de comptes présentant des historiques similaires, Madden (2012) affirme que les femmes pourraient en moyenne cumuler un total de ventes tout au plus équivalentes à celui des hommes.

Finalement, selon l'analyse des données du IPUMS-CPS faite par Cohen et al. (2009), l'industrie financière a connu une des plus fortes augmentations de femmes dans les postes de gestionnaire dans les années 1980 et 1990. L'accroissement de femmes dans ces positions s'est principalement observé dans les industries qui ont connu les croissances les plus importantes à travers la période à l'étude. L'industrie financière n'en fait pas exception, celle-ci ayant connu une forte croissance de son effectif et de sa plus-value dans la production totale américaine de 1980 à 1995 (Philippon et Reshef 2012).

2. Construction de l'échantillon

Cette section traite des données du *Current Population Survey* (CPS) que nous utiliserons dans notre recherche ainsi que des traitements réalisés afin de construire notre échantillon final. Les données du CPS ayant plusieurs ambiguïtés techniques, il convient de détailler la méthodologie employée pour adapter ces données à notre recherche.

***CPS Merged outgoing rotation group* et construction de l'échantillon**

Les données que nous utiliserons proviennent du *CPS Merged outgoing rotation group* (CPS MORG). Celles-ci sont collectées sur une base mensuelle par le *Bureau of Labor Statistics* (BLS) afin de juger de la performance du marché du travail aux États-Unis. Ces données sont publiques et disponibles sur le site internet du *National Bureau of Economic Research* (NBER). Pour chaque répondant, l'enquête offre de l'information sur l'âge, le statut matrimonial, la parentalité, le nombre d'années d'éducation, le lieu de résidence, l'industrie, l'occupation et plusieurs caractéristiques d'emploi telles que la syndicalisation, le nombre d'heures de travail réalisé par semaine, le type de rémunération (horaire ou non) et le secteur d'emploi (privé ou public). Comme la disponibilité des variables n'est pas homogène à travers les années, notamment la syndicalisation, nous avons décidé de restreindre notre échantillon de 1983 à 2010. Nous disposons de données mensuelles, soit le mois lors duquel le répondant est interviewé.

Notre analyse se limite aux individus de race blanche âgés de 18 à 64 ans et disposant d'une expérience potentielle de travail positive. Les travailleurs autonomes ainsi que ceux œuvrant dans le secteur agricole sont exclus de notre échantillon²¹. De plus, nous avons préservé les travailleurs à temps partiel tout en pondérant chaque observation par le produit du poids échantillonnal avec les heures de travail hebdomadaires travaillées. Cette double pondération permet de mieux apprécier la contribution de chaque travailleur dans le marché du travail en posant un poids plus important sur les individus qui travaillent davantage. Comme le soulèvent Fortin et Lemieux (1998), cela permet également d'obtenir une distribution des salaires par heures travaillées au lieu de la distribution des salaires par travailleur (pour le cas sans double pondération). De plus, afin de tenir compte des observations aberrantes (ou *outliers* en anglais), nous avons restreint notre échantillon aux travailleurs ayant un salaire horaire réel de 4 \$ à 300 \$ (en \$ de 2008). Les salaires nominaux ont été corrigés de l'inflation à l'aide de l'indice des prix à la consommation disponible sur le site du IPUMS-CPS. L'indice de référence est l'année 2008.

²¹ La décision d'exclure les minorités ethniques vise à s'assurer d'avoir le meilleur support comparatif possible. Comme le relèvent Heywood et Parent (2012), il existe plusieurs facteurs non observables propres à ces groupes de travailleurs, ce qui peut grandement affecter la qualité des estimations. Le même raisonnement s'applique à notre décision d'écarter les individus âgés de 65 ans et plus, les jeunes de 17 ans et moins et les travailleurs autonomes.

Pour continuer, le BLS rapporte uniquement le revenu horaire des travailleurs rémunérés à l'heure incluant le surplus en heures supplémentaires, le pourboire et/ou les commissions (OTC par la suite). Aucun salaire horaire excluant OTC n'est disponible dans le CPS MORG. Afin d'avoir une série de salaires horaires qui incluent l'ensemble des revenus des travailleurs incluant OTC, le NBER propose de sélectionner le salaire hebdomadaire en le divisant par le nombre d'heures habituellement travaillées par semaine. Selon Gao (dans Schmitt 2003), cette procédure entraîne une part importante des salaires horaires estimés qui sont inférieurs aux revenus horaires déclarés excluant OTC. Tel que recommandé par Schmitt (2003), nous avons retiré de notre échantillon les travailleurs rémunérés à l'heure incluant OTC pour avoir une série aussi cohérente que possible à travers les années.

Pour protéger l'anonymat des travailleurs qui gagnent des revenus très élevés, les salaires hebdomadaires du CPS MORG sont censurés à une limite supérieure qui varie à travers les années d'enquête. Cette censure retire ainsi de l'information importante dans la queue de droite de la distribution des salaires. Pour une dimension en coupe transversale, des données censurées diminuent la moyenne et la variance de l'échantillon par rapport à la vraie moyenne et la vraie variance. Comme il est commun dans la littérature lorsque l'échantillon prend une dimension temporelle, étant donné l'inflation, multiplier la valeur censurée par un multiplicateur fixe augmente généralement le biais de censure en sous-estimant la variation annuelle de la moyenne et la variance des salaires (Schmitt 2003). Pour régler ce problème, Schmitt (2003) suggère plusieurs méthodes d'estimation, notamment l'estimation de la moyenne annuelle des salaires hebdomadaires au-dessus de la valeur de la censure à l'aide d'une distribution de Pareto. Pour ce faire, nous avons repris les estimations de Hirsch et Macpherson (2013) pour les années 1983 à 2010 qui sont très similaires à la méthodologie proposée par Schmitt (2003)²².

Le CPS comprend des salaires imputés lorsqu'une observation contient initialement une valeur manquante pour le salaire observé. La procédure d'imputation utilisée par le BLS consiste à allouer à un non-répondant le salaire d'un répondant dont les caractéristiques sont identiques. Les critères utilisés sont le sexe, l'âge, le niveau d'éducation et le nombre d'heures travaillées. Hirsch et Schumacher (2003) critiquent cette méthode en soulignant que l'absence du statut syndical et du secteur d'emploi dans la procédure d'appariement provoque systématiquement un biais d'atténuation dans l'estimation des écarts salariaux, et ce, pour tous les groupes sociodémographiques. On note d'ailleurs une forte progression des salaires imputés depuis 1996, notamment en raison d'une restructuration du questionnaire du CPS permettant au répondant de passer certaines questions. Pour notre recherche, nous avons exclu les observations dont le

²² Ces estimations nous ont été transmises par Jean Roth du NBER.

salaire a été imputé. Puisque nous traitons seulement les répondants ayant divulgué leur salaire, nous sommes conscients que cette procédure d'exclusion peut provoquer un certain biais de sélection dans les estimateurs de notre modèle économétrique. Dans tous les cas, les réalités méthodologiques du CPS MORG nous incombent d'un biais échantillonnal, peu importe le traitement effectué sur les données à notre disposition.

Construction des sous-secteurs financiers et indicateur cyclique

Afin de maximiser l'information contenue dans le CPS MORG, nous avons créé des variables indicatrices indiquant le sous-secteur financier dans lequel un individu travaille lors du mois de son entrevue. Cette variable indicatrice reprend les balises de la construction des sous-secteurs financiers réalisée dans l'étude de Philippon et Reshef (2012). La variable en question est divisée en quatre catégories : 1) secteur « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » (variable *banques*), 2) secteur des « valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes » (variable *investissements*), 3) secteur « sociétés d'assurance et activités connexes » (variable *assurances*) et 4) secteur des « services immobiliers » (variable *immobiliers*). Cette agrégation harmonise l'information contenue dans les variables *ind80*²³ et *ind00*²⁴ de notre base de données tout en assurant que le chevauchement entre les définitions des différents secteurs du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) et du système de Classification Type des Industries (CTI)²⁵ reste cohérent de 1983 à 2010. Nous avons créé ces variables indicatrices afin de tenir compte des différents facteurs non observables propres à chaque sous-secteur de l'industrie financière américaine (la sécurité d'emploi, les conditions salariales, type de marché, etc.). De plus, cette spécification tient compte des primes salariales propres à chaque sous-secteur financier qui sont reliées à des différences dans la complexité des tâches, la réglementation, la technologie, etc. (Philippon et Reshef 2012). Le tableau 2 de la section « Tableaux » résume les différents appariements réalisés pour construire les indicateurs en question.

Dans le cadre de notre recherche, nous utiliserons également le taux de chômage mensuel par État (16 ans et plus) comme indicateur cyclique pour mesurer l'effet des cycles économiques sur les écarts salariaux entre les sexes. Celui-ci provient du *Bureau of Labor Statistics*. Comme il y a un fort taux de données manquantes concernant le comté de résidence des répondants dans le *CPS MORG*, nous avons utilisé une fréquence

²³ La classification des industries basée sur le recensement américain de 1980 (échantillon de 1983 à 1991) et de 1990 (échantillon de 1992 à 2001).

²⁴ La classification des industries basée sur le recensement américain de 2002 (échantillon de 2002 à 2010).

²⁵ Le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) a remplacé le système américain de Classification type des industries (CTI). Le SCIAN a été mis sur pied conjointement par les États-Unis, le Canada et le Mexique afin d'améliorer les comparaisons des statistiques sur l'activité des entreprises en Amérique du Nord.

géographique par État pour notre indicateur cyclique. Nous convenons également de l'importance de tenir compte du PIB réel du secteur financier dans notre modèle afin de bien séparer la performance du marché du travail à celle de la production agrégée. Les données nominales du PIB proviennent du *U.S Bureau of Economic Analysis* et le déflateur utilisé provient du *Federal Reserve Bank of St-Louis*. Le PIB réel est en dollars constants de 2008. Étant donné la disponibilité des données, le PIB réel est sur une base annuelle et capture la variation de la production de trois secteurs spécifiques à l'industrie financière : 1) le secteur « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » ainsi que le secteur des « valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes », 2) le secteur « sociétés d'assurance et activités connexes » et 3) le secteur des « services immobiliers ». Une description plus en détail de ces sous-secteurs est disponible dans le tableau 3 de la section « Tableaux ».

Correspondance temporelle des occupations, classification des compétences occupationnelles et erreurs de mesure

Comme notre échantillon s'étend de 1983 à 2010, les occupations des individus ne sont pas harmonisées compte tenu des changements effectués dans les classifications des occupations du *U.S Census Bureau*. En effet, notre base de données contient deux variables liées aux occupations d'emploi selon la période à l'étude : 1) *occ80* pour les périodes 1983-1991²⁶ et 1992-2001²⁷ et 2) *occ00* pour la période 2002-2010²⁸. Sur une période de 28 ans laissant place à plusieurs changements structurels sur le marché du travail (évolution de la technologie, création de nouveaux produits et services, modification de la législation, etc.), plusieurs métiers ont disparu tandis que d'autres se sont créés. Afin de concilier les variables citées plus haut, nous avons utilisé la méthodologie de Meyer et Osborne (2005). En effectuant une mise en correspondance des occupations des recensements de 1960, 1970, 1980, 1990 et 2000, ces auteurs créent différentes catégories d'occupations cohérentes et stables à travers le temps. Au total, 389 catégories d'occupations différentes sont construites. La classification de Meyer et Osborne (2005) est d'ailleurs plus riche en information que celle proposée par le IPUMS-CPS basée sur le recensement de 1950. En effet, non seulement l'approche du IPUMS-CPS ne prend pas en compte les métiers qui sont apparus après 1950, mais celle-ci contient également plusieurs occupations qui n'existent plus de nos jours (Meyer et Osborne 2005). Considérant que le secteur de la finance a connu plusieurs mutations sur le plan technologique depuis 1970 qui ont modifié considérablement les métiers et les tâches qui en découlent (Philippon and Reshef 2012), nous croyons que la méthodologie de Meyer et Osborne (2005) est plus adaptée à notre étude que celle du IPUMS-CPS. Bien que Gunderson (1989) souligne l'importance d'avoir une mesure d'occupation

²⁶ Classification des occupations selon le recensement de 1980 (codes à trois chiffres).

²⁷ Classification des occupations selon le recensement de 1990 (codes à trois chiffres).

²⁸ Classification des occupations selon le recensement de 2000 (codes à trois chiffres).

précise afin d'avoir une meilleure estimation des différences salariales entre les femmes et les hommes (support similaire), nous croyons que l'approche de Meyer et Osborne (2005) présente un bon arbitrage entre cohérence temporelle et qualité des estimateurs.

Meyer et Osborne (2005) enrichissent également leur approche en y intégrant les attributs d'emplois (ou compétences) du *Dictionary of Occupational Titles* (DOT). Le DOT, remplacé par le *Occupational Information Network* (O*NET) en 1998, contient près de 12 000 occupations mappées selon les définitions du recensement de 1990. Chaque occupation est reliée à différents attributs. Parmi ces attributs, Meyer et Osborne (2005) utilisent les trois divisions du *General Educational Development* : 1) le développement du raisonnement, 2) le développement en mathématique et 3) le développement en communication. Le *General Educational Development* englobe les aspects de l'éducation formelle ou informelle qui sont nécessaires afin d'acquérir un rendement satisfaisant pour tel type d'emploi (DOT 2011). Le système de classement du DOT nous sera utile notamment afin d'apprécier la complexité relative des emplois des travailleurs de notre échantillon. Une description plus détaillée de son utilisation sera faite en temps et lieu dans la section « Analyse des données ».

Nous notons qu'il existe des anomalies dans les types d'occupations présents dans l'industrie financière américaine telle que définie dans notre base de données. En effet, plusieurs métiers de cols bleus des secteurs de la construction, par exemple des menuisiers ou des électriciens, sont recensés dans notre échantillon²⁹. Cela pourrait être le résultat d'erreurs de mesure dans la prise ou le traitement des données commis par le *Bureau of Labor Statistics*. Afin de remédier au problème, nous avons choisi de suivre le système de classement du *US Census Bureau* qui regroupe en onze catégories³⁰ l'ensemble des occupations du CPS selon la classification des occupations du recensement de 2000 (*US Census Bureau* 2011). L'enjeu ici est de rester le plus impartial possible dans le tri des occupations, sans quoi des problèmes d'échantillonnage peuvent survenir (biais échantillonnal). Sur ces onze catégories, nous avons conservé les cinq suivantes : 1) gestion, affaires et professions financières (variable *gestion*), 2) professionnels et occupations reliées (variable *professionnel*), 3) ventes et occupations reliées (variable *vente*) et 4) personnel de bureau et soutien administratif (variable *support*). Notons que les ajustements apportés n'entrent pas en contradiction avec la mise en correspondance que nous avons réalisée. Nous traiterons donc seulement des cols blancs de l'industrie

²⁹ Nous recensons également des pompiers, des gardiens d'enfants et des assistants dentaires et plusieurs autres métiers n'ayant en principe aucun lien avec l'industrie de la finance.

³⁰ 1) Gestion, affaires et professions financières, 2) professionnels et occupations reliées, 3) occupations dans le domaine des services, 4) ventes et occupations reliées, 5) personnel de bureau et soutien administratif, 6) occupations agricoles, de la pêche et de la foresterie, 7) occupations dans les domaines de la construction et de l'extraction, 8) installation, maintenance et réparation, 9) production, 10) occupations dans le domaine des transports et du déplacement de matériel mobile et 11) forces armées.

financière. Nous avons mis à la disposition du lecteur des exemples d'emplois pour chaque occupation d'intérêt dans le tableau 4 de la section « Tableaux ».

En somme, après l'écrémage final des données, nous disposons d'un total de 200 744 observations échelonnées de 1983 à 2010. Le tableau 2.1 ci-dessous présente le nombre d'observations inclus dans chaque année de notre échantillon.

Tableau 2.1
Nombre d'observations par année

Années	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Observations	7 150	7 419	8 208	9 136	9 411	8 865	8 591
Années	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Observations	9 044	8 625	8 599	8 317	7 022	4 966	5 807
Années	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Observations	6 006	6 082	6 123	5 879	6 202	6 909	6 690
Années	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Observations	6 551	6 691	6 846	6 677	6 495	6 403	6 063

Variables descriptives : forces et faiblesses du CPS MORG

Le CPS MORG contient un nombre intéressant de variables explicatives. Malheureusement, l'enquête ne dispose d'aucune information sur quelques variables d'importance soulevées dans notre revue de la littérature, notamment les facteurs prémarchés des travailleurs, la qualité de l'éducation reçue (établissement scolaire, programme scolaire poursuivi, résultats scolaires, etc.), les caractéristiques des employeurs ou le type ou les montants de la rémunération à la performance reçue. Il existe différentes enquêtes générales telles que le *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) ou le *Medical Expenditure Panel Survey* (MEPS) qui, à première vue, auraient pu être préférés au CPS MORG étant donné la plus grande disponibilité de variables pertinentes. Par exemple, le PSID, une enquête longitudinale nationale regroupant près de 5000 à 9000 ménages (près de 22 000 individus) répartis sur 40 années, possède une quantité importante de variables descriptives telles que l'historique familial (éducation du père et de la mère, par exemple). Sa structure longitudinale permet également de tenir compte des facteurs non observables et invariables dans le temps. Le MEPS, une enquête nationale axée sur la consommation de services de soins de santé, dispose quant à elle de plusieurs spécifications reliées aux types de rémunérations à la performance, notamment le salaire, la commission, la rémunération des heures supplémentaires, etc.

Comme nous nous concentrons sur une industrie spécifique, le MEPS et le PSID s'avèrent de mauvais candidats puisqu'ils regroupent un nombre d'observations insuffisant par rapport à ce qu'offre le CPS MORG. Afin d'avoir un pouvoir d'inférence suffisant pour estimer correctement les écarts salariaux observés dans la population, il convient d'avoir un échantillon relativement élevé. Ainsi, d'un point de vue statistique,

le CPS MORG représente un bon arbitrage entre biais et efficience dans nos estimateurs. Nous pouvons donc conclure que les variables descriptives à notre disposition sont nécessaires à la réussite de notre recherche, mais insuffisantes si nous considérons les potentiels respectifs du MEPS et du PSID.

Dernières considérations

Il existe une certaine discontinuité dans la mesure du niveau d'éducation du CPS MORG. En effet, de 1983 à 1991, le niveau d'éducation est mesuré en termes d'années de scolarité. De 1992 à 2010, celui-ci est mesuré selon le plus haut diplôme complété. Afin d'harmoniser notre série, nous avons utilisé la méthodologie de Jaeger (1997) qui vise à concilier ces deux mesures d'éducation en termes d'années de scolarité complétées. Nous avons également généré trois variables binaires à partir de la spécification de Jaeger (1997) afin de tenir compte de l'effet non linéaire de la scolarité sur le salaire. Chacune de ces variables est liée au plus haut diplôme complété. Le tableau 2.2 ci-dessous décrit la spécification de ces variables, spécification basée sur celle de Heywood et Parent (2012) et de plusieurs autres articles scientifiques connexes.

Tableau 2.2
Construction du niveau d'éducation

Nom de la variable et description	Codage
<i>Secondaire</i> : études secondaires complétées	Années d'éducation complétée égales à 12
<i>Collegepartiel</i> : études universitaires non complétées	Années d'éducation complétées entre 12 et 16
<i>College</i> : études universitaires complétées (au moins un baccalauréat obtenu)	Années d'éducation complétée supérieures ou égales à 16

Pour continuer, comme il est courant dans la littérature, nous avons généré une variable proxy pour l'expérience actuelle qu'est l'expérience potentielle. Nous utilisons l'expérience potentielle lorsque l'expérience actuelle des travailleurs est non disponible dans les données utilisées. Cette variable proxy peut cependant surestimer l'impact de l'expérience de travail sur le salaire. En effet, cette construction assume qu'il n'y a aucune interruption entre la dernière année de scolarité et l'entrée sur le marché du travail ainsi que durant la carrière du travailleur.

Finalement, le CPS MORG contient des variables reliées à la présence d'au moins un enfant âgé de 0 à 5 ans, de 6 à 13 ans et de 14 à 17 ans dans la famille primaire. Toutefois, celles-ci nécessitent une attention particulière. En effet, chaque individu possède un indicateur selon son statut dans le ménage qu'il compose : chef du ménage, époux ou épouse du chef de ménage, enfant du chef du ménage ou de son époux/épouse, personne ayant un autre lien de parenté avec le chef du ménage ou une personne ne faisant pas directement partie de la famille primaire. Cependant, chaque membre du ménage se voit donner une valeur pour les variables relatives à la présence d'enfants, et

ce, même s'il est question de l'enfant lui-même. Cette spécification n'a donc aucune signification économique. Pour pallier le problème, nous avons créé une nouvelle mesure afin de dégager à qui revient le réel coût d'opportunité d'être en charge d'un ou de plusieurs enfants. À notre avis, nous croyons qu'il est plus sage d'associer l'effet de la parentalité uniquement au chef du ménage et à son époux/épouse, puisque ce sont leurs choix économiques qui en seront les plus affectés (nombre d'heures hebdomadaires de travail réalisées, par exemple.). Évidemment, nous ne captions pas l'effet direct d'être parent, puisqu'un membre du ménage peut être la sœur du chef de ménage et être en même temps la mère d'un enfant qui vit ailleurs. Nous supposons donc que le fait d'avoir un enfant dans la famille primaire affecte uniquement le chef du ménage et son époux/épouse. Notons que ces variables ne sont pas disponibles en 1983 et de 1994 à 1999.

Le tableau 2.3 ci-dessous présente une liste globale des variables explicatives à notre disposition ex ante des transformations que nous détaillerons dans les prochaines sections aux fins de notre modèle économétrique. La prochaine section présente quelques statistiques descriptives de notre échantillon qui nous permettront de mieux cadrer notre problématique et d'avoir une meilleure interprétation des résultats de notre modèle économétrique.

Tableau 2.3
Variables explicatives à notre disposition

Variables	Description des variables (type de variable)
<i>Age</i>	Âge de l'individu (discrète)
<i>Experience</i>	Expérience potentielle de travail (discrète)
<i>Marié</i>	Marié (binaire)
<i>Secondaire</i>	Études secondaires complétées (binaire)
<i>Collègepartiel</i>	Études universitaires non complétées (binaire)
<i>College</i>	Études universitaires complétées, au moins un baccalauréat (binaire)
<i>Tauxchômage</i>	Taux de chômage mensuel par État américain (discrète)
<i>Pibfinance</i>	PIB réel (\$2008) annuel du secteur financier (finance, sociétés d'assurance et activités connexes ou services immobiliers) (discrète)
<i>Metropolitain</i>	Résidence dans une région métropolitaine ou non (binaire)
<i>Nordest</i>	Division géographique du Nord-est du recensement de 1960 (binaire)
<i>Centreouest</i>	Division géographique du Centre-ouest du recensement de 1960 (binaire)
<i>Ouest</i>	Division géographique de l'Ouest du recensement de 1960 (binaire)
<i>Heure</i>	Salarié non rémunéré à l'heure (binaire)
<i>Public</i>	Secteur public (binaire)
<i>Syndique</i>	Syndiqué (binaire)
<i>Hebdo</i>	Nombre d'heures de travail hebdomadaires (discrète)
<i>Banques</i>	Travaille dans le secteur « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » (binaire)
<i>Investissements</i>	Travaille dans le secteur « valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes » (binaire)
<i>Assurances</i>	Travaille dans le secteur « sociétés d'assurance et activités connexes » (binaire)

<i>Immobiliers</i>	Travaille dans le secteur « services immobiliers »
<i>Gestion</i>	Occupation dans la catégorie « gestion, affaires et professions financières » (binaire)
<i>Professionnel</i>	Occupation dans la catégorie « professionnel ou occupations reliées » (binaire)
<i>Vente</i>	Occupation dans la catégorie « ventes et occupations reliées » (binaire)
<i>Support</i>	Occupation dans la catégorie « personnel de bureau et soutien administratif » (binaire)
<i>Raisonnement</i>	Développement du raisonnement, attribut du DOT (discrète)
<i>Mathématique</i>	Développement en mathématiques, attribut du DOT (discrète)
<i>Communication</i>	Développement en communication, attribut du DOT (discrète)
<i>Enfant05</i>	Présence d'au moins un enfant âge de 0 à 5 ans dans la famille primaire (binaire)
<i>Enfant613</i>	Présence d'au moins un enfant âge de 6 à 13 ans dans la famille primaire (binaire)
<i>Enfant1417</i>	Présence d'au moins un enfant âge de 14 à 17 ans dans la famille primaire (binaire)

3. Analyse des données

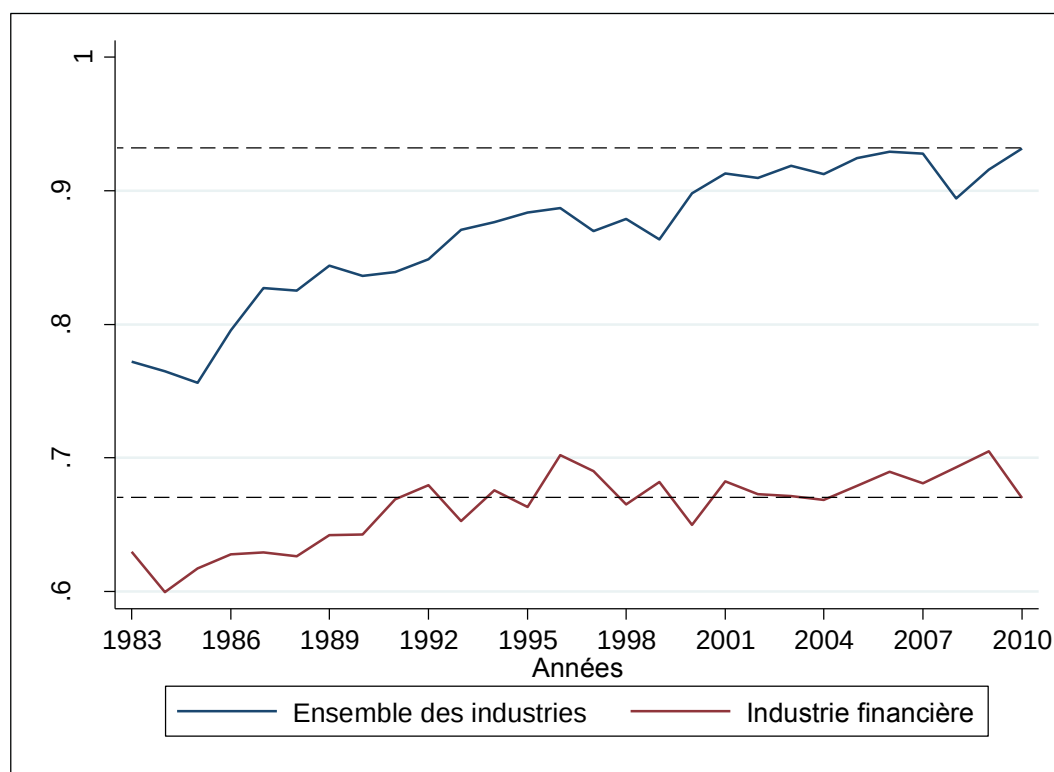
Outre l'analyse économétrique que nous réaliserons, il est important d'avoir une bonne vue d'ensemble des interactions qui existent à travers nos données. La présente section a pour objectif de mettre en évidence certains faits à partir de notre échantillon. Ces faits nous permettront de mieux comprendre les limites et les résultats de nos modèles économétriques et ainsi soulever des conclusions plus complètes. Pour mieux guider le lecteur, nous répondrons aux cinq questions suivantes :

1. Comment évoluent les écarts salariaux entre les sexes à travers l'économie américaine en général (ensemble des industries) et l'industrie financière?
2. Comment se comparent les écarts salariaux entre les sexes à travers les quatre sous-secteurs de l'industrie financière américaine?
3. Comment se comparent les emplois occupés par les femmes à ceux occupés par les hommes dans l'industrie financière américaine?
4. Comment se comparent les dotations ou les capacités productives des femmes à celles des hommes dans l'industrie financière américaine?
5. De quelle façon les cycles économiques affectent-ils le salaire des femmes et des hommes dans l'industrie financière américaine?

Question 1 : Évolution des écarts salariaux entre les sexes dans l'économie américaine et l'industrie financière

En agrégeant nos microdonnées sur une base annuelle, nous constatons que les écarts salariaux observés dans l'industrie financière américaine présentent des niveaux et une tendance contraires à ceux et celles de l'économie en général. La figure 3.1 présentée à la page suivante reprend les prémisses de la figure 1.1 présentée dans notre revue de la littérature en comparant l'évolution du ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes de l'industrie financière américaine à celle de l'ensemble des industries.

Figure 3.1
Ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes ajusté
pour les heures hebdomadaires travaillées



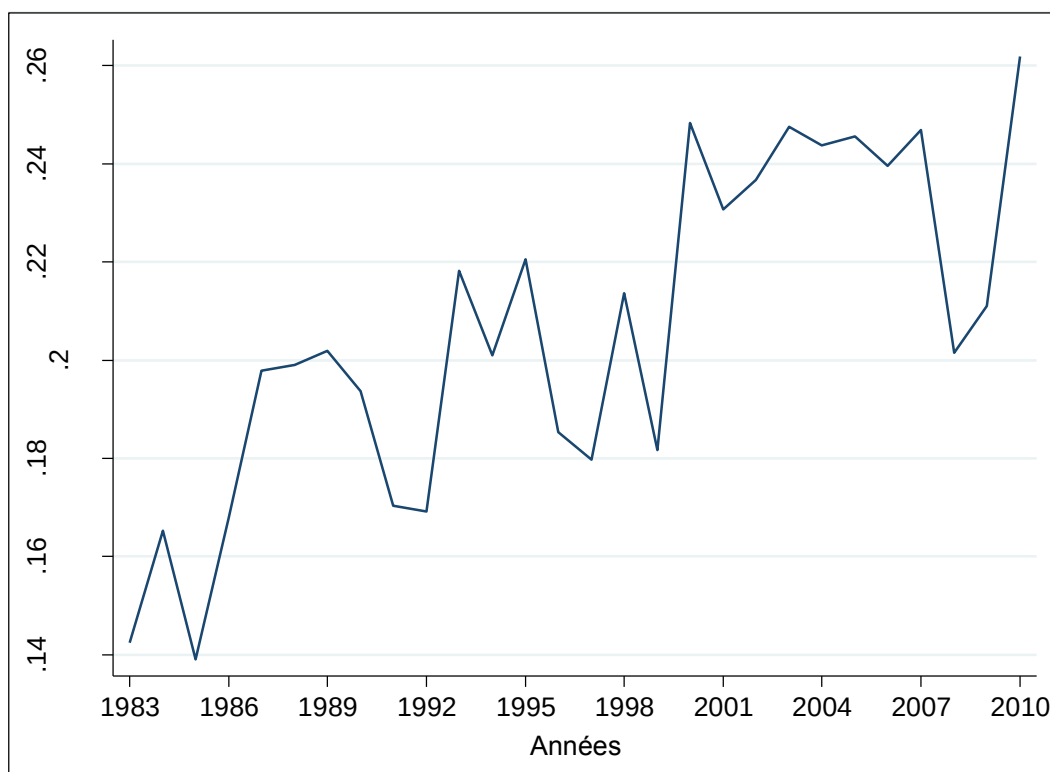
Sur la base de la figure 3.1, le secteur financier présente des écarts salariaux beaucoup plus importants par rapport à l'ensemble des industries. De 1983 à 2010, en tenant compte des heures de travail hebdomadaires réalisées, le ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes est passé de 0,63 à 0,67 dans le secteur financier et de 0,77 à 0,93 dans l'ensemble de l'économie. Le ratio de l'industrie financière affiche d'autant plus le même ratio en 2010 qu'en 1991. Comme le soulèvent Philippon et Reshef (2012), en ajustant la rémunération au niveau d'éducation, les travailleurs du secteur financier gagnaient en moyenne le même salaire que leurs confrères des autres industries jusqu'en 1990. À partir de cette période, une prime salariale moyenne de près de 50 % aurait profité à l'industrie financière rendant les salaires du secteur plus compétitifs. Il apparaît possible que cette prime n'ait pas été équitablement répartie entre les femmes et les hommes, ralentissant toute convergence salariale entre les sexes depuis 1990.

Le secteur financier accuse également un retard grandissant en matière d'équité salariale par rapport à l'ensemble des secteurs. Comme le démontre la figure 3.2 présentée à la page suivante, de 1983 à 2010, la différence des ratios du salaire horaire

médian des femmes sur celui des hommes entre l'ensemble des industries et l'industrie financière s'est accrue avec le temps. Au point médian de la distribution des salaires, en tenant compte du nombre d'heures hebdomadaires travaillées, les femmes du secteur financier gagnaient en 2010 près de 26 cents de moins que leurs consœurs dans l'économie en général pour chaque dollar amassé par les hommes. Cet écart s'établissait à 14 cents en 1983.

Figure 3.2

Ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes ajusté pour les heures hebdomadaires travaillées, comparaison entre industries

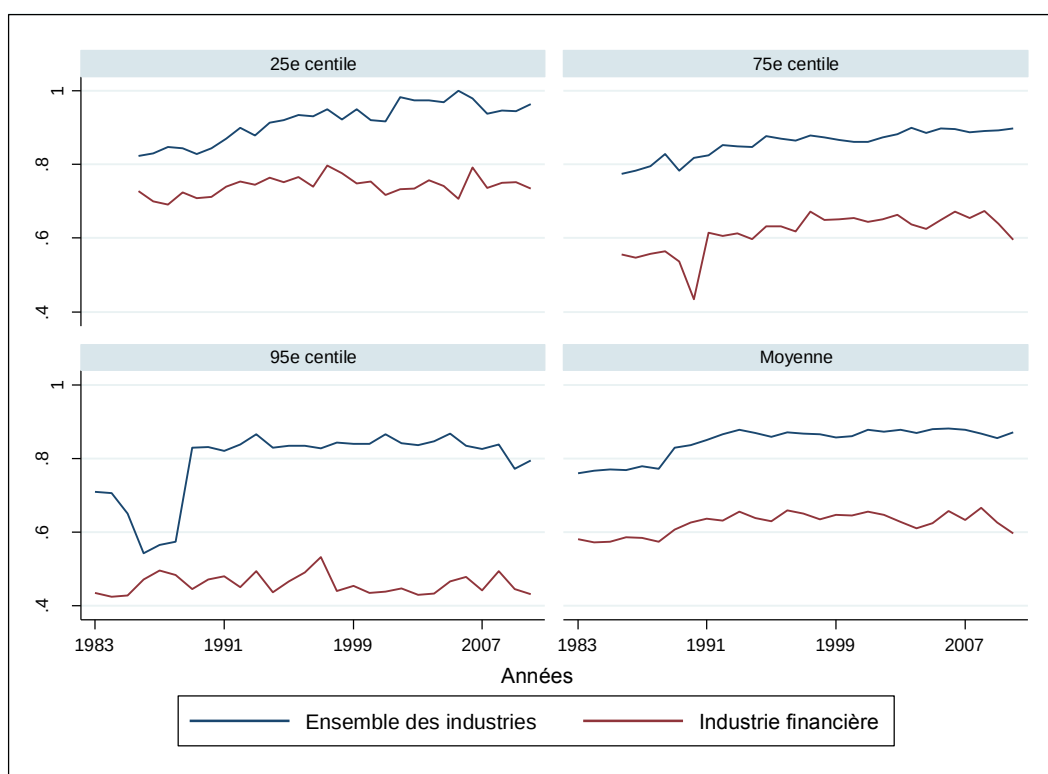


Cette différence croissante laisse plusieurs questions en suspens propres aux différences structurelles interindustrielles. Tout d'abord, comme le stipule Gunderson (1989), les facteurs propres aux établissements d'emplois et aux industries ont un poids important dans les causes à l'origine des différences salariales entre les sexes, ce qui peut sévèrement remettre en question l'efficacité des politiques publiques liées à la parité d'emploi chez les sexes, par exemple. La discrimination que subiraient les travailleuses pourrait également être propre à l'industrie financière américaine. Nous pourrions soulever la discrimination à travers l'accès à des occupations et/ou des établissements d'emplois qui offrent de meilleurs salaires; la discrimination survenant lorsque les occupations représentées majoritairement par des femmes sont moins bien rémunérées que celles détenues majoritairement par des hommes, et ce, même si les qualifications et

les compétences sont similaires, etc. De plus, l'industrie financière a connu une forte déréglementation depuis 1980³¹, augmentant ainsi la demande de travailleurs spécialisés. Qu'ils proviennent des bancs d'école ou des autres industries, plusieurs individus de talents et fortement spécialisés ont migré dans le secteur financier; les salaires ont par le fait même fortement cru (Philippon et Reshef 2012). Un déséquilibre causé par une demande de compétences particulières non alignée à ce que les femmes peuvent offrir pourrait expliquer les écarts de salaires entre les sexes, les hommes ayant une plus forte propension à étudier en ingénierie et en mathématiques (Black et al. 2008), des formations très primées dans le milieu de la finance.

Nous avons refait le même exercice que précédemment pour les 25^e, 75^e et 95^e centiles ainsi que la moyenne des salaires. La figure 3.3 présente l'évolution des ratios du salaire horaire des femmes sur celui des hommes pour ces quatre statistiques.

Figure 3.3
Ratio du salaire horaire des femmes sur celui des hommes ajusté pour les heures hebdomadaires travaillées, autres statistiques



Pour les quatre statistiques, tout comme la médiane, pratiquement aucune convergence entre les salaires des femmes et ceux des hommes n'est observée de 1983 à 2010. Nous notons également trois observations majeures pour l'industrie financière :

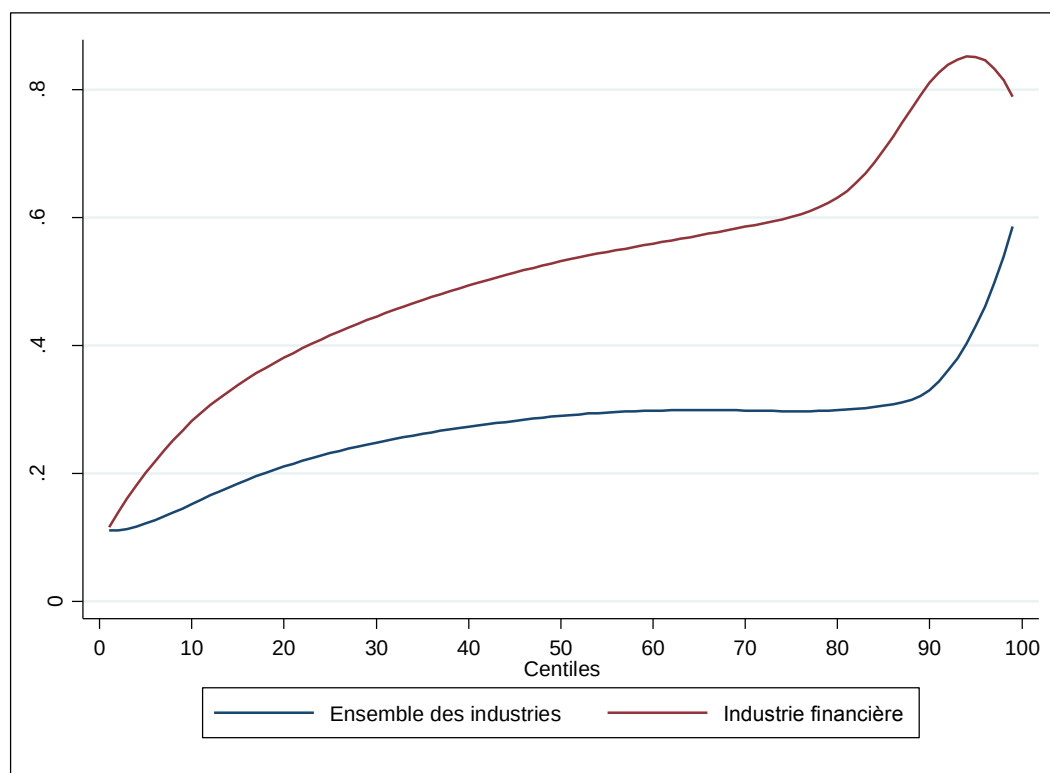
³¹ Suppression progressive des restrictions de l'Acte de Glass-Steagall; abolition de la réglementation des plafonds des taux d'intérêt sur les prêts commerciaux des banques, etc. (Philippon et Reshef 2012).

- 1) Les disparités salariales dans le 95^e centile sont plus importantes que celles observées dans les autres centiles.
- 2) L'écart salarial entre les femmes et les hommes est plus faible dans le 25^e centile.
- 3) Pour les quatre statistiques, les écarts salariaux sont plus élevés dans l'industrie financière que dans l'ensemble des industries.

Devant de telles conclusions, il apparaît évident qu'une approche sur l'ensemble de la distribution est nécessaire pour bien mettre en lumière les facteurs expliquant les écarts salariaux entre les sexes dans l'industrie financière américaine.

Les précédents graphiques nous donnent un portrait global de l'évolution temporelle des disparités salariales entre les sexes à différents centiles des salaires horaires. Sans donner une dimension temporelle à nos données, nous avons également calculé ces écarts salariaux (en logarithmes naturels) pour chaque centile, et ce, pour l'ensemble des industries et l'industrie financière. Les quantiles calculés ont été lissés par la méthode des régressions à pondération locale (ou *Locally Weighted Regression* en anglais) élaborée par Cleveland (1979). Cette procédure lisse un nuage de points (les écarts salariaux) dans lequel la valeur prédite au k^e centile est la valeur d'un ajustement polynomial aux observations construit par un poids estimé linéairement par moindres carrés pondérés. L'idée ici est de fournir un outil graphique exploratoire nous permettant d'apprécier l'allure des écarts salariaux du premier au dernier centile, et ce, indépendamment de la tendance temporelle. Vu la convergence salariale observée depuis 1979, nous avons retiré l'effet du temps dans nos estimations. Nous avons utilisé les résidus de la régression par moindres carrés ordinaires des logarithmes du salaire horaire (ou log-salaire) sur une série de variables binaires propres aux années de notre échantillon. La figure 3.4, affichée à la page suivante, illustre le lissage explicité plus haut pour l'ensemble des industries et l'industrie financière aux États-Unis.

Figure 3.4
Écart salarial entre les sexes (en logarithme naturel) à chaque centile,
lissés par régressions à pondération locale (nets des effets temporels)



Ce graphique présente trois constats importants. Tout d'abord, pour les deux échantillons, les écarts salariaux entre les femmes et les hommes sont croissants avec les centiles. Cela est en quelque sorte conforme avec les articles que nous avons soulevés dans notre revue de la littérature, les hommes étant beaucoup mieux rémunérés en moyenne que les femmes dans les postes en haut de la hiérarchie salariale. Même si les femmes occupent de plus en plus des fonctions de gestionnaire en finance (Cohen et al. 2009), la figure 3.4 semble soutenir l'idée que ces postes offrent des salaires inférieurs à ceux des hommes. Ensuite, les écarts salariaux entre les sexes sont systématiquement plus élevés dans l'industrie financière que dans l'économie américaine. Cette structure salariale, qui semble se dissocier complètement de l'économie américaine en général, pourrait cacher des effets de structures (rendements différents, discrimination, etc.) propres au secteur financier. Ceux-ci pourraient aussi avoir un impact important sur l'amplitude des effets des cycles économiques sur les écarts salariaux, tel que soulevé par Biddle et Hamermesh (2013). Finalement, sensiblement uniformes du 30^e au 90^e centile, les écarts salariaux entre les sexes dans l'économie américaine prennent une plus grande ampleur dans les deux derniers déciles des salaires, tandis qu'une forme en cloche est observée dans le secteur financier pour les mêmes déciles. Il faut cependant rester prudent avec l'interprétation du graphique 3.4. En effet, celui-ci ne considère pas la

proportion des femmes et des hommes à chaque centile (leur poids dans la distribution des salaires).

En somme, l'industrie financière américaine présente un tout autre portrait des écarts salariaux entre les sexes que l'ensemble des industries. Pratiquement aucun gain salarial chez les femmes n'a été observé depuis le début des années 1990. En se basant sur notre revue de la littérature scientifique, des facteurs propres à l'industrie financière pourraient peser dans la balance, qu'ils proviennent de différences salariales non expliquées par des différences de productivité; d'une culture masculine plus dominante dans les postes de la haute finance ou d'un équilibre entre l'offre et la demande de qualifications moins favorable pour les femmes.

Question 2: Écart salariaux entre les sexes dans les quatre sous-secteurs de l'industrie financière américaine

Comme nous l'avons soulevé dans notre revue de la littérature, les salaires des hommes seraient plus sensibles aux cycles économiques puisque ceux-ci travaillent en moyenne dans des industries plus procycliques que les femmes. Le caractère cyclique de chaque industrie dépend ultimement de plusieurs facteurs tels que la demande des biens et services produits par l'industrie, le niveau d'intégration avec les autres industries, les caractéristiques idiosyncratiques de l'industrie, etc. Ces facteurs influent donc sur le degré de sensibilité des salaires et des emplois aux cycles économiques. Ces mêmes éléments peuvent également affecter la nature des effets de structures. D'autres facteurs peuvent évidemment être considérés. Comme nous traitons d'une seule industrie, nous avons comparé les écarts salariaux entre les sexes à travers les quatre sous-secteurs identifiés antérieurement qui composent le milieu de la finance. Le tableau 3.1 présente le ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes par sous-secteur financier. Nous notons que le niveau et l'évolution annuelle des écarts salariaux divergent d'un sous-secteur financier à l'autre.

Tableau 3.1
Ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes par sous-secteur financier

Années	Industrie financière	<i>Banques</i>	<i>Investissements</i>	<i>Assurances</i>	<i>Immobiliers</i>
1983	0,630	0,533	0,606	0,649	0,728
1984	0,600	0,500	0,621	0,631	0,698
1985	0,617	0,515	0,645	0,627	0,727
1986	0,628	0,527	0,646	0,619	0,808
1987	0,629	0,545	0,681	0,669	0,722
1988	0,626	0,543	0,651	0,651	0,773
1989	0,642	0,526	0,695	0,682	0,703
1990	0,643	0,570	0,679	0,696	0,727
1991	0,669	0,539	0,696	0,696	0,754

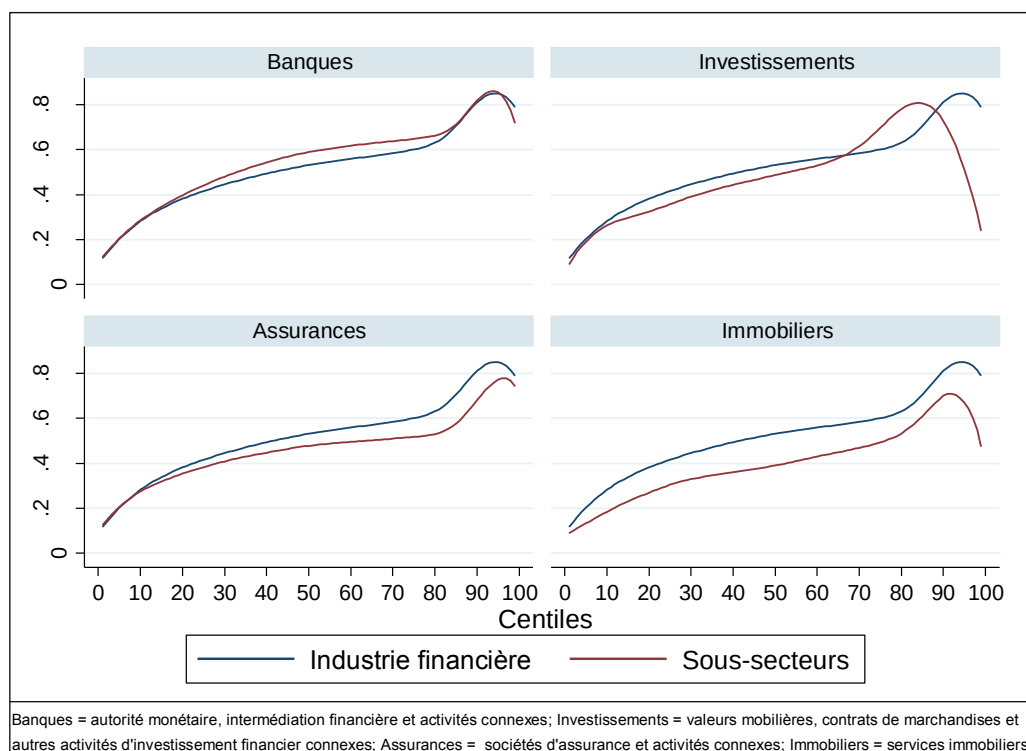
1992	0,680	0,533	0,708	0,710	0,802
1993	0,653	0,551	0,701	0,726	0,753
1994	0,675	0,557	0,689	0,726	0,769
1995	0,663	0,571	0,703	0,686	0,788
1996	0,702	0,600	0,761	0,713	0,790
1997	0,690	0,556	0,686	0,706	0,769
1998	0,665	0,572	0,674	0,718	0,811
1999	0,682	0,585	0,666	0,707	0,804
2000	0,650	0,527	0,666	0,704	0,696
2001	0,682	0,544	0,702	0,695	0,886
2002	0,673	0,565	0,790	0,705	0,772
2003	0,671	0,574	0,680	0,737	0,751
2004	0,669	0,560	0,629	0,713	0,788
2005	0,679	0,556	0,744	0,742	0,771
2006	0,689	0,600	0,756	0,720	0,768
2007	0,681	0,576	0,727	0,759	0,784
2008	0,693	0,594	0,747	0,722	0,773
2009	0,705	0,569	0,711	0,748	0,831
2010	0,670	0,558	0,707	0,709	0,781
Moyenne (1983-2010)	0,663	0,555	0,692	0,699	0,769
Proportion de femmes (moyenne 1983- 2010)	65,1	69,99	43,35	65,2	66,26
<i>Banques</i> : autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes; <i>Investissements</i> : valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes; <i>Assurances</i> : sociétés d'assurance et activités connexes; <i>Immobiliers</i> : services immobiliers Les ratios sont ajustés pour les heures de travail hebdomadaires.					

Les salaires horaires médians des femmes et des hommes (ajustés pour le nombre d'heures de travail hebdomadaires) présentent une très faible convergence depuis 1983 pour tous les sous-secteurs. Le secteur des services immobiliers est d'ailleurs celui affichant les disparités les moins importantes, bien qu'elles restent tout de même plus élevées que celles de l'économie américaine en général. Le secteur « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » présente quant à lui la parité salariale hommes/femmes la plus faible de l'industrie financière. Pour les deux autres sous-secteurs, la moyenne des médianes annuelles se chiffre autour de 0,70. Avec de si grandes divergences entre les ratios médians des sous-secteurs, il est possible que les femmes choisissent leur sous-secteur d'activité afin d'éviter toute forme de discrimination qui caractérise le marché du travail d'un sous-secteur en particulier. Notons cependant que la répartition des femmes dans chaque sous-secteur ne semble pas refléter l'ampleur des écarts salariaux. Par exemple, la proportion la plus élevée de femmes se retrouve dans le sous-secteur *investissements* alors que celui-ci affiche la disparité salariale la plus élevée.

Nous avons également repris la méthode des régressions à pondération locale vue précédemment afin de comparer l'allure des différences salariales de chaque sous-secteur

par rapport à celles de l'industrie financière. La figure 3.5 ci-dessous présente cette illustration pour les quatre sous-secteurs de notre échantillon.

Figure 3.5
Écarts salariaux entre les sexes (en logarithme naturel) à chaque centile, par sous-secteur, lissés par régressions à pondération locale (nets des effets temporels)



Sur la base de ce graphique, les quatre sous-secteurs affichent des écarts salariaux croissants avec les centiles. L'allure des disparités salariales est d'ailleurs différente d'un sous-secteur à l'autre. Par exemple, alors que le fossé salarial entre les sexes dans le secteur « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » est plus élevé que celui de l'industrie financière dans le milieu de la distribution, le secteur des valeurs immobilières, lui, affiche des écarts inférieurs à ceux de l'industrie financière. Ces tendances uniques pourraient être le reflet de facteurs structurels propres aux sous-secteurs, d'où l'importance d'avoir une vue désagrégée dans notre analyse. D'ailleurs, force est de constater que l'écart salarial observé dans le sous-secteur *investissements* en haut de la distribution est sensiblement le même que celui dans le bas de la distribution, alors que le milieu de la distribution affiche des écarts plus élevés. Il est possible que ce constat soit causé par les éléments suivants : meilleures mesures de performance en haut de la distribution qui rendent plus difficile la discrimination; les femmes ont des caractéristiques observables et non observables similaires à celles des hommes, etc.

En bref, la distribution des écarts salariaux entre les sexes est différente à travers les sous-secteurs financiers, et ce, spécialement dans la queue de droite de la distribution des salaires. Le sous-secteur « valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes » présente les disparités salariales les plus grandes alors que le sous-secteur des « services immobiliers » est celui qui se rapproche le plus de la parité salariale, bien qu'un fossé demeure. Les résultats exposés dans cette section démontrent l'importance de tenir compte des sous-secteurs financiers dans notre analyse étant donné le niveau des écarts salariaux relativement distincts d'un sous-secteur à l'autre.

Question 3 : Distribution des occupations des femmes et des hommes dans l'industrie financière américaine

Le système de classement du DOT permet de juger du niveau de compétences exigé pour occuper un emploi quelconque. En théorie, toute chose étant égale par ailleurs, plus la complexité des tâches d'un emploi est élevée, plus celui-ci sera bien rémunéré. L'occupation telle quelle peut s'avérer informative sur le degré de complexité du travail demandé dans le cadre d'un emploi. Cependant, dans une approche agrégée et seulement descriptive, cette mesure reste arbitraire et peut laisser place à une interprétation fallacieuse. Même s'il apparaît évident que la complexité des tâches d'un gestionnaire soit supérieure à celle d'un caissier, le jeu des comparaisons devient plus difficile lorsque l'on confronte deux postes similaires comme un secrétaire et un agent administratif. Le système de classement du DOT est donc plus fiable et repose en plus sur une échelle déjà préalablement établie par le *US Department of Labor*. Comme cette échelle présente un ordre numérique croissant (0, 1, 2, etc.), il est difficile d'interpréter l'effet d'un changement à niveau d'un attribut sur le salaire. Afin d'améliorer leur interprétation (variation en termes d'écarts-types), nous avons standardisé lesdits attributs (moyenne nulle et variance unitaire) pour l'ensemble du secteur financier et toute la période à l'étude (1983 à 2010)³². Le tableau 3.2 ci-dessous présente les attributs standardisés médians des travailleurs selon le DOT par sous-secteur financier et par sexe.

Tableau 3.2
Attributs standardisés médians des travailleurs selon le DOT, par sous-secteur financier et par sexe

	Industrie financière		<i>Banques</i>		<i>Investissements</i>		<i>Assurances</i>		<i>Immobiliers</i>	
Attributs du DOT	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Raisonnement	0,94	-0,11	0,96	-0,64	1,17	0,94	0,74	-0,54	0,4	-0,11
Mathématique	0,70	-0,49	0,76	-0,49	1,47	0,66	0,11	-0,4	0,15	-0,53
Communication	0,76	-0,08	0,79	-0,77	1,40	0,76	0,63	-0,51	0,48	-0,08
H : hommes; F : femmes <i>Banques</i> : autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes; <i>Investissements</i> : valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes; <i>Assurances</i> : sociétés d'assurance et activités connexes; <i>Immobiliers</i> : services immobiliers										

³² La standardisation est réalisée en fonction de tous les travailleurs, et non en fonction du sexe.

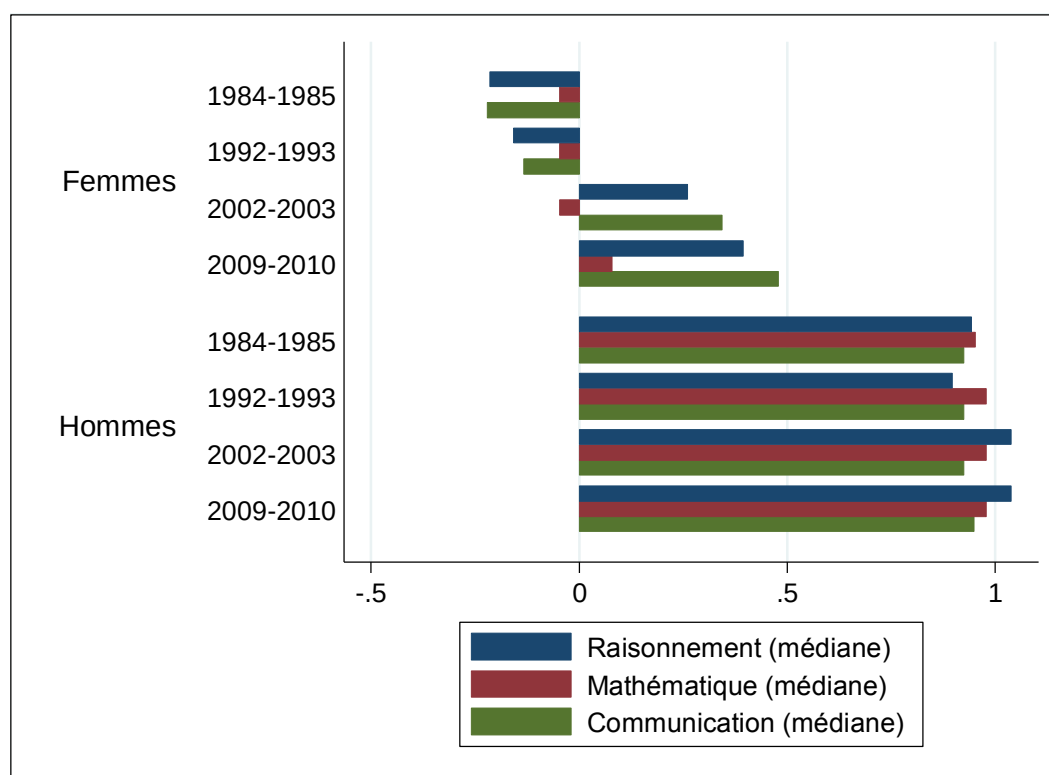
Sur la base de ce tableau, nous notons que les hommes occupent des emplois nécessitant des compétences en raisonnement, en mathématiques et en communication plus élevées que celles des femmes. En effet, le niveau de compétences médian des emplois occupés par les hommes est systématiquement plus grand que celui des femmes pour tous les sous-secteurs financiers. Le sous-secteur *investissements* présente cependant des attributs médians positifs pour les femmes contrairement aux autres sous-secteurs. Par des compétences moins opposées, ce fait pourrait expliquer en partie les écarts salariaux similaires d'un extrême à l'autre de la distribution des salaires du sous-secteur *investissements* (voir la figure 3.3).

Comme le soulèvent Morgan et Petersen (1995), l'occupation est un facteur de contrôle important lorsqu'on décompose les écarts salariaux entre les sexes. Les statistiques descriptives présentées dans le tableau 3.2 vont dans ce sens. De plus, il est plausible que les salaires des femmes du secteur financier soient plus sensibles aux cycles économiques que ceux des hommes, et ce, principalement en périodes de contraction économique. Par exemple, les femmes sont probablement plus à risque d'être licenciées lorsque la conjoncture économique est précaire, leur poste étant plus facile à remplacer étant donné les tâches moins complexes rattachées. Cette disparité observée dans les classements du DOT peut également cacher des facteurs prémarchés chez les femmes qui sont plus ou moins compatibles avec les exigences du marché de l'emploi de la finance. En moyenne, en plus d'avoir un GPA plus faible dans les écoles de commerce américaines, les femmes détentrices de MBA complèteraient moins de cours en finance que leurs confrères. Bien que cette différence ne soit pas aussi grande, le rendement salarial de ces cours est suffisamment élevé pour expliquer une proportion importante des écarts salariaux observés dans le marché du travail du secteur financier et corporatif (Bertrand et al. 2010). Finalement, le fait d'occuper des postes exigeant des compétences modestes pourrait aussi être le résultat d'une formation continue moins intensive, ce qui indubitablement peut affecter à la baisse la rémunération des femmes.

Notons cependant que les femmes occupent des emplois de plus en plus complexes au sens du DOT, et ce, autant en raisonnement, en mathématiques et en communication. En effet, la figure 3.6, affichée à la page suivante, présente les attributs standardisés médians du DOT en fonction du sexe pour les périodes 1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010. Autrefois négatifs, ceux-ci sont désormais tous positifs en 2009-2010, ce qui représente une amélioration de taille. Pour les hommes, ces mêmes attributs sont stables depuis 1984-1985³³. Un écart assez important persiste malgré tout pour tout l'échantillon.

³³ Nous obtenons des conclusions identiques en utilisant la moyenne des attributs standardisés du DOT.

Figure 3.6³⁴
Attributs standardisés médians au sens du DOT, par sexe,
1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010



Nous avons refait le même exercice que le tableau 3.2 en considérant l'occupation d'emploi. Le tableau 3.3 affiché à la page suivante expose les attributs moyens du DOT pour les quatre catégories d'occupations présentées dans la section « Construction de l'échantillon ». Nous considérons ici la moyenne et non la médiane afin de capter le poids des observations dans l'extrême des distributions. Ce tableau nous servira dans l'interprétation de la décomposition des écarts salariaux que nous réaliserons ultérieurement. L'ensemble de l'échantillon est considéré ici puisqu'aucune variation notable n'a été réalisée depuis 1983 autant chez les femmes que chez les hommes si nous tenons compte de l'occupation d'emploi.

³⁴ Ces périodes seront reprises lorsque nous appliquerons les méthodes de DiNardo et al. (1998) et de Firpo et al. (2009). Le choix de ces périodes sera expliqué ultérieurement.

Tableau 3.3
Attributs standardisés moyens des travailleurs selon le DOT, par occupation
et par sexe

Occupations	Raisonnement			Mathématique			Communication		
	H+F	H	F	H+F	H	F	H+F	H	F
Gestion, affaires et professions financières	1,041	1.048	1.034	1.204	1.211	1.197	.981	1.150	.968
Professionnels et occupations reliées	1.106	1.150	1.056	.915	.929	.899	1.150	1.208	1.085
Ventes et occupations reliées	.711	.785	.626	.603	.747	.440	.767	.844	.680
Personnel de bureau et soutien administratif	-.364	-.280	-.377	-.348	-.307	-.354	-.209	-.145	-.220
H+F : tous les travailleurs; H : hommes; F : femmes									

Nous voyons clairement que les femmes occupent en moyenne des emplois moins complexes au sens du DOT que les hommes pour toutes les occupations. Les attributs standardisés sont systématiquement plus grands chez les hommes que chez les femmes. Les disparités les moins importantes sont recensées dans la catégorie d'emploi « gestion, affaires et professions financières » alors que les plus élevés se retrouvent dans la catégorie « ventes et occupations reliées ». De plus, malgré le fait qu'elles y soient les plus représentées, les femmes occupent des emplois moins complexes que les hommes dans la catégorie d'emploi « personnel de bureau et soutien administratif ». Même s'il est raisonnable de croire que la rémunération d'un emploi dépend ultimement du niveau de complexité des tâches à accomplir, il n'en demeure pas moins que ce tableau suggère une certaine forme de discrimination à l'égard des femmes. En effet, à catégorie d'occupations égale, les femmes semblent condamnées à occuper des postes moins complexes, ce qui suggère une forme d'effet de plancher collant. Notons qu'il est probable que les femmes choisissent consciemment des emplois moins complexes pour des raisons personnelles (famille, préférences, etc.), ce qui serait également conforme à la littérature scientifique.

En somme, malgré qu'elles réalisent un travail de plus en plus compliqué, les femmes occupent des emplois moins complexes au sens du DOT que les hommes. Cela est le cas pour toutes les occupations d'emploi et les sous-secteurs financiers.

Question 4 : Capacités productives des femmes et des hommes dans l'industrie financière américaine

Cette section présente quelques statistiques descriptives sur les caractéristiques observables des travailleurs de notre échantillon. Celle-ci servira de première balise lorsque nous estimerons les effets de compositions et les effets de structures. Le tableau 3.4 présenté à la page suivante nous informe des dotations moyennes des femmes et des hommes de 1984 à 2010 ainsi que lors des périodes 1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010.

Tableau 3.4
Dotations moyennes des travailleurs, par sexe et par période³⁵

	1984-2010		1984-1985		1992-1993		2002-2003		2009-2010	
Dotations (variables)	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Salaire horaire (\$2008)	37,31 (28,17)	20,42 (14,04)	33,35 (20,98)	16,9 (9,01)	33,3 (23,14)	18,83 (11,56)	40,62 (32,1)	22,91 (16,72)	42,82 (34,48)	23,33 (17,66)
Antécédents personnels										
Âge	39,54 (10,79)	38,30 (11,32)	38,99 (11,1)	35,14 (11,43)	38,65 (10,3)	37,44 (10,85)	40,52 (10,79)	40,03 (11,14)	40,9 (11,08)	41,86 (11,6)
Travailleurs mariés	0,70	0,61	0,75	0,62	0,69	0,61	0,69	0,6	0,66	0,62
Travailleurs vivant dans une région métropolitaine	0,91	0,86	0,84	0,81	0,89	0,86	0,92	0,86	0,94	0,87
Niveau d'éducation										
Années d'éducation complétées	15,44 (2,02)	13,67 (1,96)	15,07 (2,09)	13,21 (1,77)	15,19 (1,99)	13,39 (1,74)	15,74 (1,91)	13,89 (2,06)	15,74 (1,94)	14,2 (2,09)
Diplôme d'études secondaires	0,12	0,39	0,17	0,51	0,12	0,42	0,09	0,36	0,09	0,30
Diplôme d'études universitaires non complétées	0,20	0,32	0,22	0,29	0,24	0,35	0,18	0,30	0,16	0,30
Diplôme d'études universitaires	0,66	0,26	0,58	0,16	0,61	0,20	0,71	0,30	0,72	0,36
Expérience de travail et caractéristiques d'emploi										
Années d'expérience potentielle	18,10 (10,89)	18,63 (11,55)	17,92 (11,48)	15,93 (11,72)	17,45 (10,41)	18,04 (11,15)	18,78 (10,73)	20,14 (11,43)	19,16 (10,98)	21,66 (11,93)
Heures de travail hebdomadaire	45,32 (8,69)	40,87 (7,26)	44,72 (8,44)	39,55 (6,5)	45,73 (8,98)	40,24 (7,02)	46 (9,27)	40,76 (7,21)	45,32 (8,69)	40,87 (7,26)
Moins de 35 heures de travail par semaine	0,01	0,07	0,01	0,06	0,02	0,07	0,01	0,07	0,01	0,07
50 heures de travail et plus par semaine	0,35	0,10	0,29	0,06	0,34	0,09	0,37	0,12	0,32	0,12
Travailleurs non rémunérés à l'heure	0,90	0,65	0,93	0,68	0,90	0,64	0,90	0,63	0,88	0,61
Occupations										
Gestion, affaires et finance	0,43	0,28	0,42	0,20	0,41	0,27	0,44	0,28	0,50	0,35
Professionnels	0,09	0,04	0,06	0,03	0,08	0,04	0,10	0,06	0,11	0,05
Ventes et services connexes	0,31	0,15	0,35	0,13	0,33	0,15	0,3	0,16	0,23	0,15
Bureau et support administratif	0,14	0,51	0,15	0,62	0,15	0,52	0,15	0,48	0,13	0,42
Sous-secteurs financiers										
Sous-secteur <i>banques</i>	0,34	0,43	0,35	0,47	0,34	0,43	0,35	0,43	0,35	0,40
Sous-secteur <i>investissements</i>	0,18	0,07	0,13	0,05	0,16	0,06	0,22	0,09	0,22	0,10
Sous-secteur <i>assurances</i>	0,30	0,32	0,34	0,3	0,33	0,33	0,28	0,32	0,27	0,33
Sous-secteur <i>immobiliers</i>	0,15	0,16	0,16	0,15	0,15	0,16	0,13	0,15	0,14	0,15
H : hommes; F : femmes Les écarts-types sont entre parenthèses										

Nous notons à première vue des disparités assez importantes entre le salaire horaire réel moyen des femmes et des hommes pour toutes les périodes à l'étude. Les hommes disposent également en moyenne d'un plus grand bagage en capital humain que les femmes. Le degré de scolarité est sans équivoque le plus déterminant. En effet, les hommes sont en moyenne plus scolarisés que les femmes. Une proportion plus importante d'entre eux ont complété un diplôme d'études universitaires (0,66 contre 0,26 de 1984 à 2010), alors qu'une forte concentration de femmes possède uniquement un diplôme

³⁵ La part des travailleurs couverts par un syndicat et celle œuvrant dans le secteur public ne font pas partie du tableau puisque celles-ci sont marginales pour l'ensemble des sous-secteurs et les deux sexes.

d'études secondaires (0,12 contre 0,39 de 1984 à 2010). Notons tout de même que la situation des femmes s'améliore à en juger leur taux de diplomation universitaire beaucoup plus élevé en 2009-2010 qu'il ne l'était en 1984-1985 ou en 1992-1993. Les femmes sont aussi surreprésentées dans les occupations de la catégorie d'emploi « personnel de bureau et soutien administratif » alors que les hommes sont plus présents dans les catégories d'emploi « gestion, affaires et professions financières » et « ventes et occupations reliées ».

Les autres différences les plus marquantes se retrouvent dans le nombre d'heures de travail par semaine, beaucoup plus faible chez les femmes. Tout comme dans Cha et Weeden (2014), la proportion d'individus réalisant au moins 50 heures de travail par semaine dans le secteur financier est plus grande chez les hommes que chez les femmes. Ce fait est d'ailleurs cohérent. En ce sens, avec des travailleurs fortement éduqués et une forte valorisation des postes de gestionnaires et de professionnels, l'industrie financière est reconnue pour faire valoir une culture organisationnelle qui encourage fortement de longues semaines de travail (Philippon et Reshef 2012).

La proportion de femmes rémunérées à l'heure est également plus grande que celle des hommes. Il semble exister une relation importante entre le type de rémunération et les écarts salariaux entre les sexes. En effet, sur la base du tableau 3.5 ci-dessous, si nous comparons les travailleurs horaires de 1983 à 2010, les hommes gagnent 4,19 \$ par heure travaillée de plus que les femmes. Un tout autre discours prévaut pour les travailleurs non rémunérés à l'heure, l'écart moyen atteignant 15,75 \$. Il est probable que la structure salariale des emplois non rémunérés à l'heure soit plus flexible, ce qui avantagerait les hommes, plus enclins à négocier à la hausse leur salaire, par exemple. Ces derniers résultats renforcent l'idée selon laquelle les caractéristiques d'emplois (occupations, secteur privé ou public, heures de travail) sont des facteurs importants pour expliquer les écarts salariaux (Gunderson 1989).

Tableau 3.5
Salaire horaire réel moyen (\$2008) selon le sexe et le type de rémunération, 1984-2010

	Hommes	Femmes	Écart moyen
Travailleur horaire	18,78 \$	14,59 \$	4,19 \$
Pas un travailleur horaire	39,21 \$	23,46 \$	15,75 \$

En résumé, il existe de fortes disparités entre les dotations des femmes et des hommes dans le secteur financier. Qu'elles proviennent de différences dans l'expérience de travail, le degré de scolarité ou les caractéristiques d'emploi, ces disparités semblent avoir un impact sur les écarts salariaux entre les sexes. Nous aurons la chance de confirmer cette hypothèse ultérieurement à l'aide de la décomposition d'Oaxaca-Blinder.

Question 5: L'impact des cycles économiques sur les écarts salariaux entre les sexes dans le secteur financier

Nous avons repris partiellement la méthodologie de Biddle et Hamermesh (2013) afin d'identifier si le resserrement du marché du travail affecte les écarts salariaux entre les femmes et les hommes dans l'industrie financière américaine. En utilisant les données du CPS MORG de 1979 à 2009, Biddle et Hamermesh (2013) estiment le modèle ci-dessous par la méthode des moindres carrés ordinaires :

$$W_{ist} = \alpha_1 M_{ist} + \alpha_2 U_{st} + \alpha_3 M_{ist} U_{st} + \beta X_{ist} + v_s + r_t + \epsilon_{ist}$$

où i dénote un travailleur, s représente un État, t dénombre une année; W_{ist} est le logarithme du salaire hebdomadaire; M_{ist} est une variable binaire égale à 1 si le travailleur est un homme (zéro sinon)³⁶; U_{st} est le taux de chômage observé dans l'année t dans l'État s , X_{ist} est un vecteur de variables de contrôle telles que le niveau de scolarité; l'expérience potentielle, le statut matrimonial, la résidence dans une région métropolitaine, le statut de vétéran et le secteur d'emploi (public ou privé); v_s est un vecteur d'effets fixes pour les États et r_t est un vecteur d'effets fixes pour les années. Le coefficient d'intérêt ici est α_3 puisqu'il capte l'effet d'interaction lié au taux de chômage et au sexe sur le salaire. Ainsi, un coefficient négatif implique une relation procyclique entre les cycles économiques et les écarts salariaux alors qu'un signe positif implique une relation contre-cyclique³⁷. Nous avons adapté le modèle de Biddle et Hamermesh (2013) en y incorporant un ensemble plus riche de variables explicatives (vecteur X) dans l'équation ci-dessus. Le tableau 3.6 présente les variables composant le vecteur X .

Tableau 3.6
Variables explicatives composant le vecteur X du modèle adapté de Biddle et Hamermesh (2013)

Variables/codage	Description des variables (type de variable)
<i>Experience614</i>	Expérience potentielle de travail de 6 à 14 ans (binaire)
<i>Experience1524</i>	Expérience potentielle de travail de 15 à 24 ans (binaire)
<i>Experience2534</i>	Expérience potentielle de travail de 25 à 34 ans (binaire)
<i>Experience35</i>	Expérience potentielle de travail de 35 ans et plus (binaire)
<i>Secondaire</i>	Études secondaires complétées (binaire)
<i>Collegepartiel</i>	Études universitaires non complétées (binaire)
<i>College</i>	Études universitaires complétées, au moins un baccalauréat (binaire)
<i>Log(pibfinance)</i>	Logarithme du PIB réel (\$2008) annuel du secteur financier (finance, sociétés d'assurance et activités connexes ou services immobiliers) (discrète)

³⁶ Les auteurs testent leur modèle sur différents groupes sociodémographiques et non seulement sur les femmes et les hommes.

³⁷ Notons que cette construction assume que l'effet du taux de chômage sur le salaire conditionnel au sexe est symétrique, c'est-à-dire que l'effet est le même advenant une hausse ou une baisse du taux de chômage.

<i>Metropolitain</i>	Résidence dans une région métropolitaine ou non (binaire)
<i>Nordest</i>	Division géographique du Nord-est du recensement de 1960 (binaire)
<i>Centreouest</i>	Division géographique du Centre-ouest du recensement de 1960 (binaire)
<i>Ouest</i>	Division géographique de l'Ouest du recensement de 1960 (binaire)
<i>Heure</i>	Salarié non rémunéré à l'heure (binaire)
<i>Public</i>	Secteur public (binaire)
<i>Syndique</i>	Syndiqué (binaire)
<i>Surtravail</i>	50 heures de travail et plus par semaine (binaire)
<i>Tempspartiel</i>	35 heures de travail et moins (binaire)
<i>Banques</i>	Travaille dans le secteur « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » (binaire)
<i>Investissements</i>	Travaille dans le secteur « valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes » (binaire)
<i>Assurances</i>	Travaille dans le secteur « sociétés d'assurance et activités connexes » (binaire)
<i>Gestion</i>	Occupation dans la catégorie « gestion, affaires et professions financières » (binaire)
<i>Professionnel</i>	Occupation dans la catégorie « professionnel ou occupations reliées » (binaire)
<i>Ventes</i>	Occupation dans la catégorie « ventes et occupations reliées » (binaire)

Nous avons estimé notre modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires en utilisant deux variables dépendantes : le logarithme du salaire horaire réel (en \$2008) et le logarithme du salaire hebdomadaire réel (en \$2008). Afin de capter toute forme de variation structurelle dans les coefficients d'intérêt, nous avons estimé notre modèle sur l'ensemble de notre échantillon (1983-2010), de 1983 à 1997 et de 1998 à 2010. Une telle approche assume que ce sont les mêmes facteurs qui déterminent les salaires d'une période à l'autre. Chaque régression est pondérée par le produit du poids échantillonnal et du nombre d'heures hebdomadaires de travail. Les écarts-types sont corrigés de l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité dans le terme d'erreur. L'autocorrélation dans le terme d'erreur provient de la structure longitudinale du CPS MORG. En effet, chaque ménage est interviewé chaque mois pendant quatre mois, ignoré pendant les huit mois suivants et interviewé de nouveau pendant les quatre mois suivants. Cependant, les ménages qui déménagent durant cette période sont exclus de l'enquête. Bien que le CPS MORG ne s'avère pas un panel de données en soi en raison du traitement infligé aux ménages qui déménagent, il existe une certaine structure longitudinale qui peut affecter les écarts-types de nos estimateurs, faussant par conséquent les tests d'inférence que nous réaliserons si aucune correction n'est apportée. L'utilisation des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation est donc nécessaire.

Nous comparons également deux spécifications : une possède des effets fixes temporels liés au temps (un mois dans une année) et l'autre n'en contient aucun. La spécification finale du modèle nous permet d'extraire l'effet du taux de chômage de l'État (expansion ou contraction du marché du travail) sur le logarithme du salaire réel net des effets fixes temporels et de la performance du secteur financier mesurée par le logarithme de son PIB réel (\$2008). Nous considérons que notre spécification est plus robuste que

celle employée par Biddle et Hamermesh (2013) puisqu'elle utilise un nombre plus élevé de variables de contrôle, réduisant ainsi les possibilités que nos estimateurs soient biaisés³⁸.

Le groupe de référence de notre modèle de régression, tout sexe confondu, est le suivant : expérience potentielle de travail de 1 à 5 ans; études secondaires non complétées; résidence non située dans une région métropolitaine et localisée dans la division géographique du Sud du recensement de 1960; emploi non syndiqué du secteur privé et rémunéré à l'heure; heures hebdomadaires de travail entre 36 et 49 heures; œuvre dans le sous-secteur *immobiliers* (secteur des services immobiliers) et occupation dans la catégorie « personnel de bureau et soutien administratif ». Le tableau 3.7 ci-dessous présente les résultats de nos régressions. La variable *homme* est une variable binaire égale à 1 si l'individu est un homme et la variable *interaction* est le produit de la variable *homme* et de la variable lié au taux de chômage.

Tableau 3.7
Estimation des coefficients liés au sexe, au taux de chômage et à leur interaction

Variable dépendante : logarithme du salaire réel horaire (\$2008)						
	1983 - 2010		1983 - 1997		1998 - 2010	
Homme	0.1957* (0.0096)	0.1948* (0.0097)	0.2424* (0.0127)	0.2449* (0.0129)	0.1572* (0.0142)	0.1596* (0.0142)
Taux de chômage	-0.0060* (0.0010)	-0.0065* (0.0007)	-0.0039* (0.0011)	-0.0042* (0.0008)	-0.0100* (0.0022)	-0.0022*** (0.0012)
Interaction	0.0027*** (0.0015)	0.0028*** (0.0015)	-0.0014 (0.0018)	-0.0016 (0.0018)	0.0063* (0.0024)	0.0059** (0.0024)
Effets fixes temporels	X		X		X	
Test de Wald (statistiques)³⁹	1307.48*	1301.04*	979.71*	980.66*	449.66*	443.91*
Variable dépendante : logarithme du salaire réel hebdomadaire (\$2008)						
	1983 - 2010		1983 - 1997		1998 - 2010	
Homme	0.0648* (0.0033)	0.0641* (0.0033)	0.0815* (0.0046)	0.0820* (0.0046)	0.0563* (0.0048)	0.0571* (0.0048)
Taux de chômage	-0.0027* (0.0003)	-0.0031* (0.0002)	-0.0022* (0.0004)	-0.0024* (0.0003)	-0.0035* (0.0008)	-0.0008*** (0.0004)
Interaction	0.0014* (0.0005)	0.0015* (0.0005)	0.0003 (0.0006)	0.0003 (0.0006)	0.0012 (0.0008)	0.0011 (0.0008)
Effets fixes temporels	X		X		X	
Tests de Wald (statistiques)	1274.83*	1276.54*	957.23*	955.82*	420.48*	414.98*
Nombre d'observations	200 744	200 744	117 161	117 161	83583	83583
Écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation; *Significatif à 1 %, **Significatif à 5 %, ***Significatif à 10 %						

³⁸ À titre d'exemple, Biddle et Hamermesh (2013) ne tiennent pas compte de la couverture syndicale du travailleur, de l'industrie et de l'occupation.

³⁹ Nous avons également réalisé des tests de Wald afin de vérifier si les trois variables de notre tableau sont conjointement statistiquement significatives.

Les résultats du tableau 3.7 présentent une relation contre-cyclique entre les cycles économiques et les écarts salariaux entre les sexes pour l'ensemble de l'échantillon. En effet, pour les deux variables dépendantes et les deux spécifications (avec et sans effets fixes temporels), le coefficient de la variable d'interaction est positif et statistiquement significatif (10 % et 1,0 % selon la variable dépendante). De plus, si nous divisons notre échantillon en deux périodes, le coefficient de la variable d'interaction est statistiquement non significatif en 1983-1997 pour les deux variables dépendantes. Ce même effet reste cependant positif et statistiquement significatif à un seuil d'erreur de 1,0 % en 1998-2010 pour l'équation du logarithme du salaire horaire réel incluant les effets fixes temporels. Nous avons également réalisé un test de Chow afin d'évaluer s'il existe des différences structurelles dans l'équation de log-salaire entre la période 1983-1997 et 1998-2010. Ce test détermine si chacun des coefficients estimés entre les deux périodes est statistiquement égal (hypothèse nulle)⁴⁰. Les statistiques de Fisher dérivées nous poussent à rejeter l'hypothèse nulle à un seuil d'erreur de 1,0 % pour l'équation du logarithme du salaire horaire réel et l'équation du logarithme du salaire hebdomadaire réel. Ces résultats démontrent ainsi qu'il existe des différences structurelles entre nos deux échantillons, ce qui explique en partie les résultats opposés d'une période à l'autre. L'enjeu ici consiste à élucider si cette relation provient d'une quelconque forme de discrimination sur le marché du travail envers les femmes (effets de structures) ou d'une évolution dans les caractéristiques observables des travailleurs qui rend les salaires des femmes plus sensibles à une contraction du marché du travail. Nous aurons la chance de répondre à la question ultérieurement avec la méthode de Firpo et al. (2009).

Nos résultats sont en partie conformes à ceux de Biddle et Hamermesh (2013), lesquels estiment également une relation contre-cyclique. Cependant, ceux-ci obtiennent des coefficients avec une amplitude plus grande, suggérant une sensibilité plus importante. En ce qui nous concerne, bien qu'ils penchent en faveur d'une relation contre-cyclique, les coefficients associés au terme d'interaction ont une amplitude très faible et économiquement marginale⁴¹. Cela est probablement dû à des facteurs propres à l'industrie financière américaine qui rend les salaires moins sensibles aux cycles économiques, ce qui est cohérent avec la littérature sur la rigidité des salaires réels ou *sticky wages* en anglais (voir Abraham et Haltiwanger 1995 pour plus de détails sur la littérature sur le sujet).

⁴⁰ La spécification sans les effets fixes temporels est utilisée afin d'avoir un nombre de coefficients égal d'une période à l'autre.

⁴¹ En rappel, puisque notre variable dépendante est en logarithme et que nos variables d'intérêt sont à niveau, l'interprétation des coefficients devient $\% \Delta y = (100\beta_k) \Delta x_k$. Par exemple, en moyenne, une variation de 10 points de base (ou 0,1 point de pourcentage) du taux de chômage affecte le salaire horaire réel de $10\beta_k$ %, et ce, indépendamment du sexe.

Avec des caractéristiques relativement hétérogènes entre les sexes, il est également légitime de croire que les cycles économiques affectent différemment les femmes et les hommes selon divers niveaux de dotation, et ce, même si le fondement de cette hypothèse fait abstraction des rendements de ces dotations (effets de structures). Comme nous l'avons vu dans notre revue de la littérature, les performances du marché du travail influencent à des degrés distincts le taux de chômage et le taux d'emploi des groupes socioéconomiques d'une économie (Elsby, Hobjin et Sahin 2010; Kochhar 2011; Hoynes et al. 2012). Nous tenterons ici de tester si les cycles économiques affectent différemment les salaires des femmes et des hommes du secteur financier selon différents niveaux de dotation. La méthodologie que nous emploierons reprend les prémisses de celle de Hoynes et al. (2012). En effet, afin d'estimer l'effet du taux de chômage d'un État américain sur le taux de chômage d'un groupe sociodémographique donné (femmes et hommes blancs; femmes et hommes noirs; femmes et hommes hispanophones, groupes d'âge et groupes de scolarité), les auteurs réalisent une série de régressions par moindres carrés ordinaires pour chaque groupe et comparent l'amplitude et l'intervalle de confiance de chaque coefficient estimé relié au taux de chômage. Dans notre cas, nous comparerons la sensibilité des salaires horaires réels (en \$2008) aux variations du taux de chômage étatique sur divers groupes de scolarité et d'âge. Le modèle économétrique est le suivant:

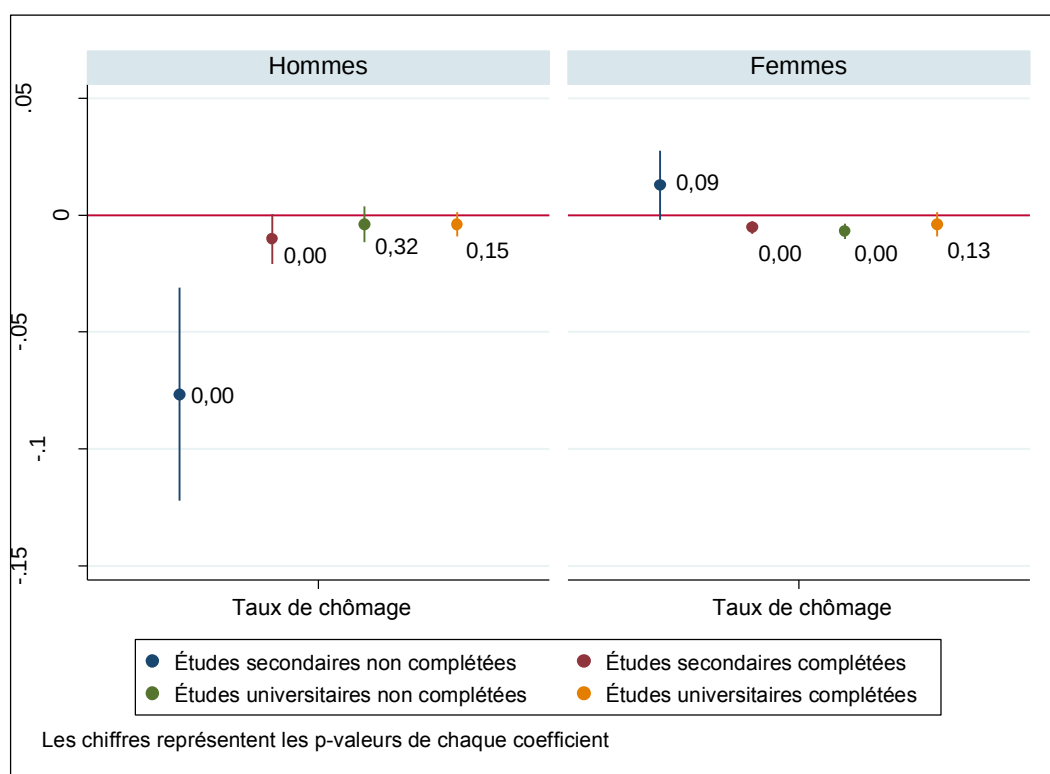
$$\log(w_{tg}) = \alpha + \gamma U_{tgs} + X_{tg}\beta + \delta_t + \varepsilon_{tg} \quad (1)$$

où t et g sont des indices pour la période t (en mois) du groupe sociodémographique g ; $\log(w)$ est le logarithme du salaire horaire réel w (\$2008); U est le taux de chômage mensuel d'un État donné s (la variable d'intérêt); δ est un vecteur d'effets fixes propres à une période mensuelle donnée; u est le terme d'erreur et X est un vecteur de caractéristiques observables incluant les variables spécifiées dans le tableau 3.6. Encore une fois, chaque régression est pondérée par le produit du poids échantillonnel et du nombre d'heures hebdomadaires de travail réalisé. Les écarts-types sont corrigés de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité provenant du terme d'erreur de l'équation (1). La spécification du modèle nous permet d'extraire l'effet du taux de chômage de l'État sur le logarithme du salaire horaire réel net des caractéristiques observables et des effets fixes temporels. Aussi, nous assumons que la structure salariale des femmes et des hommes est la même.

Nous avons estimé l'équation (1) sur quatre groupes liés au plus haut diplôme obtenu : ceux n'ayant pas complété leurs études secondaires; ceux ayant complété leurs études secondaires; ceux n'ayant pas complété leurs études universitaires et ceux ayant complété leurs études universitaires (au moins un baccalauréat). Toute chose étant égale par ailleurs, nous devrions en théorie nous attendre à avoir un effet négatif décroissant à mesure que le niveau d'éducation s'accroît. La qualité de nos estimations repose sur

l'hypothèse selon laquelle l'espérance du terme d'erreur de l'équation (1) conditionnel au niveau d'éducation est la même pour les femmes et les hommes. La figure 3.7 présente les coefficients en question pour le groupe des femmes et le groupe des hommes ainsi que leur intervalle de confiance pour un niveau de confiance de 95 %. Les p-valeurs de chaque coefficient sont également dans le graphique à la droite de chaque point représentant les coefficients. Notons finalement que les coefficients (axe des ordonnées) représentent l'effet moyen de la variation positive d'un point de pourcentage du taux de chômage sur le logarithme du salaire horaire réel.

Figure 3.7
Effet du taux de chômage sur le logarithme du salaire pour différents
niveaux de scolarité, par sexe



À première vue, l'effet moyen du taux de chômage sur le logarithme du salaire horaire réel diverge quelque peu selon le sexe. Par exemple, pour les hommes, nous notons un certain effet négatif décroissant avec le niveau de scolarité, alors que pour les femmes, l'effet reste constant. Le coefficient pour les femmes n'ayant pas complété leurs études secondaires est d'ailleurs positif et statistiquement différent de zéro à une erreur de première espèce de 10 %. Ce signe positif pourrait être le reflet d'un biais de variables pertinentes omises propre à cette catégorie de travailleurs. D'autant plus, cette catégorie n'est pas très représentative de notre échantillon (seulement 3 % pour l'ensemble des travailleurs de 1983 à 2010). Même si plusieurs coefficients sont statistiquement

différents de zéro, la différence entre la valeur de l'estimateur et celle de l'hypothèse nulle demeure néanmoins économiquement non significative. Par exemple, pour les hommes ayant complété leurs études secondaires, l'effet moyen d'une variation positive d'un point de pourcentage du taux de chômage sur le salaire horaire est de -1,5 %. Pour le travailleur moyen de cette catégorie, avec un salaire horaire de 25,15 \$/heure (\$2008), la baisse espérée est de 0,38 cent, ce qui demeure marginal.

En somme, l'effet moyen des cycles économiques sur le salaire s'avère très faible, voire nul, pour les femmes et les hommes et ne présente pas de tendance distincte selon le niveau de scolarité⁴². Les coefficients étant relativement semblables pour les femmes et les hommes (à l'exception du groupe n'ayant pas complété leurs études secondaires), il est probable que les variations du taux de chômage ne soient pas un facteur déterminant dans la décomposition des écarts salariaux entre les sexes dans l'industrie financière américaine, et ce, même si la présente approche tient compte du niveau d'éducation. Nous aurons la chance d'en juger pleinement dans les sections à venir.

Nous avons également refait la même expérience que précédemment sur six groupes d'âge distincts : les 16-24 ans, les 25-33 ans, les 34-40 ans, les 41-48 ans, les 49-56 ans et les 57-64 ans. Nous avons sélectionné cette segmentation puisqu'elle correspond à des groupes d'âge dont la composition représente des cheminements de carrières similaires ou comparables. La sélection de groupes trop larges pourrait noyer le véritable effet du taux de chômage sur le salaire des travailleurs. Il n'est pas acquis que le salaire d'un individu de 35 ans est aussi sensible aux cycles économiques que celui d'un travailleur de 22 ans. Ce fait démontre donc la nécessité d'une segmentation adéquate. L'hypothèse majeure posée ici assume également que ce sont les mêmes variables de contrôle qui affectent les salaires des individus de chaque groupe d'âge. Les coefficients estimés de nos modèles de régression ne démontrent cependant aucune tendance distincte par rapport à l'âge. Pour les hommes, la valeur des coefficients s'alterne d'un groupe d'âge à l'autre sans réelle interprétation économique et présente des intervalles de confiance (à un niveau de confiance de 95 %) relativement élevés dont la borne supérieure devient la plupart du temps positive. Cela renforce donc l'idée selon laquelle l'effet du taux de chômage sur les salaires conditionnel à l'âge est ambigu, et ce, pour les femmes et les hommes.

⁴² Nous avons également retenté l'expérience en utilisant des retards d'un à cinq mois dans la variable du taux de chômage mensuel. Une autre variation en incluant des effets fixes pour les années et non une combinaison mois/années ainsi qu'une autre en utilisant le taux de chômage annuel ont également été testées. Les résultats sont pratiquement les mêmes d'une spécification à l'autre.

4. Méthodologie

Le cœur de notre méthodologie consiste à attribuer une part des écarts salariaux entre les femmes et les hommes aux effets de compositions et aux effets de structures tels que définis antérieurement. Nous guiderons notre analyse en trois points :

1. Décomposition agrégée des écarts salariaux entre les sexes à la moyenne et à différents centiles des salaires.
2. Estimation des coefficients des équations de salaires à la moyenne et à différents centiles des salaires.
3. Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes à la moyenne et à différents centiles des salaires.

Chacune de ces étapes sera réalisée sur quatre sous-échantillons différents s'échelonnant de 1980 à 2010 : 1984-1985 (15 627 observations), 1992-1993 (16 915 observations), 2002-2003 (13 598 observations) et 2009-2010 (12 462 observations). Cette segmentation a pour objectif de bien capter les différences structurelles de chaque décennie depuis les années 1980. Comme nous l'avons soulevé dans notre revue de la littérature, la nature des effets de compositions et des effets de structures rattachée aux disparités salariales dans l'économie américaine est étroitement reliée aux décennies à l'étude. De plus, les périodes sélectionnées présentent des conjonctures économiques relativement similaires nous permettant ainsi d'avoir de bons comparables à travers le temps. Pour des gains d'efficacité, notons également que nous avons choisi deux années par périodes afin d'accroître le nombre d'observations dans nos modèles de régression.

La prochaine section présente en détail les méthodes d'Oaxaca-Blinder, de DiNardo et al. (1996) et des régressions quantiles non conditionnelles de Firpo et al. (2009) que nous utiliserons dans le cadre des trois étapes expliquées ci-haut.

Décomposition d'Oaxaca-Blinder: approche sur la différence moyenne des salaires

Comme les méthodes de DiNardo et al. (1996) et de Firpo et al. (2009) seront reprises dans le cadre d'une décomposition des écarts salariaux « à la Oaxaca-Blinder », il convient d'en expliquer les bases. Les lecteurs les plus curieux sont invités à lire Firpo et al. (2010) pour en connaître davantage sur les autres extensions de la décomposition d'Oaxaca-Blinder. Cette dernière conduit à une analyse des écarts salariaux à la moyenne des distributions des salaires entre deux groupes mutuellement exclusifs. Soit l'équation de Mincer suivante :

$$\ln(w_g) = X_g\beta_g + u_g \quad \text{où } u_g \sim N(0, \sigma_g^2) \quad (2)$$

$$g = m(\text{pour les hommes}), f(\text{pour les femmes})$$

où g est le sexe de l'individu; $\ln(w_g)$ est le logarithme naturel du salaire horaire w ; X_g est le vecteur des variables explicatives qui affectent le salaire et u_g est un terme d'erreur distribué normalement avec une moyenne nulle et une variance constante. Par hypothèse, nous supposons que $E(u_g|X_g) = 0$. Soit *homme*, une variable indicatrice égale à 1 si l'individu est un homme et 0 s'il est une femme. En utilisant l'opérateur d'espérance, l'écart salarial moyen entre les hommes et les femmes peut s'écrire comme suit :

$$\Delta^{\bar{w}} = E[\ln(w_m) | \text{homme} = 1] - E[\ln(w_f) | \text{homme} = 0]$$

Le groupe de référence est donc celui des hommes. Par la loi des espérances itérées, l'écart salarial moyen entre les femmes et les hommes dans la population peut s'écrire comme suit :

$$\Delta^{\bar{w}} = E[E[\ln(w_m) | \text{homme} = 1] | \text{homme} = 1] - E[E[\ln(w_f) | \text{homme} = 0] | \text{homme} = 0]$$

$$\Delta^{\bar{w}} = E[X | \text{homme} = 1] \beta_m + E[u_m | \text{homme} = 1] - E[X | \text{homme} = 0] \beta_f - E[u_f | \text{homme} = 0]$$

où $E[u_m | \text{homme} = 1] = E[u_f | \text{homme} = 0] = 0$, par hypothèse⁴³. Tel que présenté dans notre revue de la littérature, nous pouvons séparer les écarts salariaux moyens en deux effets distincts: les effets de compositions (différence dans les x_{gk} composant la matrice X) et les effets de structures (différence dans les β_{gk}). Pour ce faire, nous devons ajouter et soustraire de $\Delta^{\bar{w}}$ le salaire moyen (le salaire contrefactuel) des femmes si elles avaient les mêmes rendements moyens des hommes⁴⁴, soit $E[X | \text{homme} = 0] \beta_m$. Le terme $E[X | \text{homme} = 0] \beta_m$ peut également être interprété comme étant le salaire moyen des hommes s'ils avaient les mêmes caractéristiques observables moyennes des femmes.

$$\Delta^{\bar{w}} = E[X | \text{homme} = 1] \beta_m - E[X | \text{homme} = 0] \beta_m + E[X | \text{homme} = 0] \beta_m - E[X | \text{homme} = 0] \beta_f$$

$$\Delta^{\bar{w}} = (E[X | \text{homme} = 1] - E[X | \text{homme} = 0]) \beta_m + E[X | \text{homme} = 0] (\beta_m - \beta_f)$$

En remplaçant les opérateurs d'espérance par les moyennes échantillonnelles ($\bar{X}_g$), celles-ci étant des estimateurs non biaisés des moyennes de la population, et les β_{gk} par leurs estimateurs par moindres carrés ordinaires, également non biaisés par hypothèse, nous avons :

$$\Delta^{\bar{w}} = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_m + \bar{X}_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$$

⁴³ Cette hypothèse, nommée « sélection sur les observables », sera explicitée en profondeur ultérieurement.

⁴⁴ Cette distribution contrefactuelle est arbitraire, car elle assume que le groupe non discriminé est celui des hommes (le groupe des hommes est le groupe de référence). Une littérature importante existe sur les conséquences du choix du contrefactuel (ou du groupe discriminé) sur les effets de compositions et les effets de structures (Jones 1983; Oaxaca et Ransom 1994; 1999). Nous aurons la chance ultérieurement d'en rediscuter plus en détail.

$$\Delta^{\bar{w}} = \Delta_X^{\bar{w}} + \Delta_S^{\bar{w}}, \text{ la décomposition agrégée}$$

où $\Delta_S^{\bar{w}}$ reflète l'effet de la différence des rendements des caractéristiques observables des hommes et des femmes évaluée à la moyenne des caractéristiques observables des femmes (effet de structures ou effet non expliqué) et $\Delta_X^{\bar{w}}$ représente l'effet de la différence dans la moyenne des caractéristiques observables entre les sexes pondérée par le rendement des caractéristiques observables des hommes (effet de compositions).

Comme notre équation est linéaire, nous pouvons réaliser une décomposition détaillée des écarts salariaux moyens. En effet, l'effet de structures et l'effet de compositions peuvent être réécrits comme la somme des variables explicatives qui déterminent $\Delta_S^{\bar{w}}$. Cela nous permet ainsi de quantifier la contribution de chacune des variables indépendantes aux deux effets qui composent les écarts salariaux moyens.

$$\Delta_S^{\bar{w}} = (\hat{\beta}_{m0} - \hat{\beta}_{f0}) + \sum_{k=1}^K \bar{X}_{fk}(\hat{\beta}_{mk} - \hat{\beta}_{fk})$$

$$\Delta_X^{\bar{w}} = \sum_{k=1}^K (\bar{X}_{mk} - \bar{X}_{fk})\hat{\beta}_{mk}$$

où K est le nombre total de variables explicatives dans l'équation (2).

À titre d'exemple, chaque élément de $\Delta_X^{\bar{w}}$ est interprété comme étant la contribution de la différence de dotation moyenne entre les sexes de la variable k à l'effet de compositions, évaluée au rendement de la variable k du groupe des hommes. Pour $\Delta_S^{\bar{w}}$, chaque élément est interprété comme étant la contribution de la différence de rendement entre les sexes de la variable k à l'effet de structures total, évaluée à la moyenne de la variable k des femmes. Dans notre cas, la décomposition détaillée nous permettra d'évaluer, entre autres, la portion des effets de compositions et des effets de structures liée à l'éducation, à l'expérience potentielle de travail, etc. (nous y reviendrons).

Finalement, le terme $(\hat{\beta}_{m0} - \hat{\beta}_{f0})$, la différence entre les constantes de régression de chaque sexe, représente l'effet attribué au groupe de référence omis qui est, dans notre cas, les femmes. Ce terme peut aussi capturer l'effet de caractéristiques non observables liées à la demande et l'offre de travail (Firpo et al. 2010). Cet effet a fait l'objet de nombreux articles scientifiques (Jones 1983; Oaxaca et Ransom 1994, 1999) puisqu'il est directement relié au groupe de référence choisi dans la décomposition d'Oaxaca-Blinder. Nous y reviendrons ultérieurement.

Comme nous l'avons soulevé dans notre revue de la littérature, la décomposition des écarts salariaux moyens n'est pas représentative des écarts salariaux totaux sur toute la distribution des salaires. En effet, la contribution des variables explicatives aux effets de compositions et aux effets de structures peut différer selon la position sur la distribution des salaires. Comme l'ont démontré Kassenböhmer et Sinning (2010), l'expérience serait un facteur déterminant expliquant la convergence des salaires entre les sexes depuis 1993 dans le décile le plus pauvre alors que ce serait l'éducation pour le décile le plus riche. De plus, comme le soulèvent Firpo et al. (2007; 2010), l'effet de structures présenté dans le cadre ci-dessus peut souffrir d'une contamination hasardeuse si l'espérance conditionnelle des salaires n'est pas linéaire. En effet, la différence $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$ peut être affectée par des différences entre la distribution des caractéristiques observables (X_{gk}) des femmes et des hommes. En conséquence, les propriétés asymptotiques des effets de compositions et des effets de structures peuvent en être négativement affectées. Pour pallier le problème, la méthode de DiNardo et al. (1996) permet d'isoler l'effet de compositions de l'effet de structure par la construction d'un poids estimé de façon semi-paramétrique. La prochaine sous-section décrit cette méthode dans le cadre de notre recherche.

Estimation des distributions contrefactuelles des salaires

La première méthode de décomposition que nous utiliserons provient des travaux de DiNardo et al. (1996). Cette technique permet de comparer les distributions d'une variable dépendante (le logarithme du salaire horaire réel) en deux groupes mutuellement exclusifs (les hommes et les femmes)⁴⁵. Son application à notre étude consiste à estimer la distribution contrefactuelle qui nous intéresse, soit la distribution des salaires des femmes si celles-ci avaient les mêmes rendements que les hommes (ou la même structure salariale)⁴⁶. Cette construction nous permet ainsi de juger de l'influence du sexe sur les écarts salariaux, et ce, sur toute la distribution des salaires. Mathématiquement, cette méthode remplace la distribution conditionnelle des caractéristiques observables des hommes avec celle des caractéristiques observables des femmes à l'aide d'un facteur de pondération estimé de manière semi-paramétrique. Présentons l'adaptation de cette méthode à notre recherche.

Les fonctions de densité des salaires des femmes et des hommes peuvent être représentées respectivement par ces distributions conditionnelles :

⁴⁵ Bien que nous emploierons une extension à deux dimensions (sexe et temps) similaire à celle développée par Heywood et Parent (2012) (race et type de rémunération), nous convenons qu'il est nécessaire d'explorer la décomposition à une dimension pour des fins de compréhension du lecteur. Nous développerons les balises de la décomposition à deux dimensions par la suite.

⁴⁶ Ce groupe contrefactuel s'apparente au terme $E[X|\text{homme} = 0] \beta_m$ présenté à la dernière sous-section. Il peut donc s'agir également de la distribution salariale des hommes si ces derniers avaient les mêmes caractéristiques observables des femmes.

$$g(w|\text{homme} = 0) \equiv \int f(w|X, \text{homme} = 0)h(X|\text{homme} = 0)dx$$

$$g(w|\text{homme} = 1) \equiv \int f(w|X, \text{homme} = 1)h(X|\text{homme} = 1)dx$$

où w est le logarithme du salaire horaire, *homme* est une variable binaire égale à 1 si le travailleur est un homme (zéro si une femme), X représente un vecteur des caractéristiques observables des travailleurs, $g(w|\text{homme})$ est la distribution des salaires conditionnelle au sexe, $f(w|X, \text{homme})$ est la distribution des salaires conditionnelle à X et au sexe et $h(X|\text{homme})$ est la distribution de X conditionnelle au sexe. Intuitivement, $f(w|X, \text{homme})$ peut être interprété comme étant la structure salariale, précisément l'effet des caractéristiques observables des travailleurs sur leur salaire. La distribution contrefactuelle qui nous intéresse est la distribution conditionnelle suivante :

$$g_{\text{homme}=0}^c(w|\text{homme} = 1) \equiv \int f(w|X, \text{homme} = 1)h(X|\text{homme} = 0)dx \quad (3)$$

où l'indice c s'apparente à la distribution contrefactuelle à l'étude. Comme $g_{\text{homme}=0}^c$ est non observable, l'objectif ici est d'estimer la distribution (3) à l'aide d'un facteur de pondération Θ qui peut être construit à partir de la règle de Bayes. Selon cette règle, nous pouvons réécrire, à la fois pour les femmes et les hommes, la distribution marginale de X comme suit :

$$h(x) = \frac{h(X|\text{homme}=0)\text{pr}(\text{homme}=0)}{\text{pr}(\text{homme}=0|X)}, \text{ pour les femmes} \quad (4)$$

$$h(x) = \frac{h(X|\text{homme}=1)\text{pr}(\text{homme}=1)}{\text{pr}(\text{homme}=1|X)}, \text{ pour les hommes} \quad (5)$$

En égalisant les fonctions de densité (4) et (5), nous pouvons obtenir l'égalité suivante⁴⁷ :

$$h(X|\text{homme} = 0) = \frac{h(X|\text{homme} = 1)\text{pr}(\text{homme} = 0|X)}{\text{pr}(\text{homme} = 1|X)} \quad (6)$$

Ainsi, en insérant la distribution (6) dans la distribution (3), nous obtenons l'expression suivante :

$$g_{\text{homme}=0}^c(w|\text{homme} = 1) \equiv \int \Theta(X)f(w|X, \text{homme} = 1)h(X|\text{homme} = 1)dx$$

où

$$\Theta(X) = \frac{\text{pr}(\text{homme} = 0|X)\text{pr}(\text{homme} = 1)}{\text{pr}(\text{homme} = 1|X)\text{pr}(\text{homme} = 0)} = \frac{\text{pr}(\text{homme} = 0|X)}{\text{pr}(\text{homme} = 1|X)}$$

Toutes les fonctions de densité conditionnelles composant $g_{\text{homme}=0}^c$ sont dorénavant estimables⁴⁸. Le poids ΘX consiste au ratio de la probabilité d'être une

⁴⁷ Il est également possible d'obtenir une expression similaire pour $h(X|\text{homme} = 0)$.

femme conditionnelle à X sur la probabilité d'être un homme conditionnelle à X . Tel que suggéré par DiNardo et al. (1996), ces probabilités peuvent être estimées à l'aide d'un modèle probit, lequel donne le poids estimé $\hat{\Theta}(X)$. Le modèle probit peut être dérivé par le modèle à variable latente ci-dessous :

$$y^* = X\beta + \varepsilon, \quad y = 1[y^* > \pi] \quad ^{49}$$

où y^* est une variable latente (non observable)⁵⁰, X est un vecteur de caractéristiques observables, ε est un terme d'erreur indépendamment et identiquement distribué suivant une distribution normale et $1[y^* > \pi]$ est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si $y^* > \pi$ et 0 autrement. À partir du modèle à variable latente, nous pouvons dériver la probabilité que $y = 1$ (être un homme) comme suit:

$$\text{pr}(y = 1|X) = \text{pr}(y^* > 0|X) = \text{pr}(\varepsilon > -X\beta|X) = 1 - \Phi(-X\beta|X) = \Phi(X\beta|X)$$

où $\varepsilon \sim N(0,1)$ et σ_ε est l'écart-type du terme d'erreur ε

Les valeurs prédites sont estimées par la méthode du maximum de vraisemblance. Notons toutefois qu'une telle estimation nécessite que nos deux groupes aient un support commun sur la base de leurs caractéristiques observables (X) et non observables (ε). Autrement dit, aucune valeur de X (ou de ε) ne peut permettre l'identification de l'appartenance à un groupe ou être un « prédicateur parfait ».

Deuxième dimension : périodes temporelles

Comme notre approche possède une dimension temporelle, il convient de considérer l'effet du temps sur la distribution conditionnelle des caractéristiques observables des femmes et des hommes. En effet, la distribution conditionnelle des caractéristiques observables peut s'avérer différente avec le passage du temps ou lors de la venue d'un nouveau cycle économique. Par exemple, lors d'une récession, un travailleur peut être contraint de changer d'industrie ou d'occupation; celui-ci peut également voir ses heures de travail hebdomadaires diminuer ou être expulsé du marché du travail. Nous nous intéressons ainsi à la distribution salariale des hommes (homme = 1) dans la période à l'étude ($t = p$) si ceux-ci avaient les mêmes caractéristiques observables des femmes (homme = 0) dans la période à l'étude ($t = p$) où $p = 1 \text{ } 1984 - 1985$, $2 \text{ } 1992 - 1993$, $3 \text{ } 2002 - 2003$, $4 \text{ } (2009 - 2010)$.

Cette distribution est la suivante:

⁴⁸ Notons que les probabilités $\text{pr}(\text{homme} = 0)$ et $\text{pr}(\text{homme} = 1)$ sont des proportions et qu'elles n'affectent pas l'allure de la distribution contrefactuelle. Elles peuvent donc être exclues du facteur de pondération $\Theta(X)$.

⁴⁹ Nous assumons que le modèle à variable latente satisfait les hypothèses de Gauss Markov.

⁵⁰ Nous pourrions associer la variable latente à tous les facteurs prénataux non observables ou hypothétiques qui définissent le sexe d'une personne.

$$g_{\text{homme}=0, t=p}^c(w|\text{homme} = 1) \equiv \int f(w|X, \text{homme} = 1, t = p)h(X|\text{homme} = 0, t = p)dx$$

Selon la règle de Bayes, nous pouvons dériver le poids ci-dessous et l'intégrer dans l'équation ci-dessus :

$$\Psi(X) = \frac{\text{pr}(\text{homme} = 0|X)\text{pr}(t = p|X, \text{homme} = 0)}{\text{pr}(\text{homme} = 1|X)\text{pr}(t = p|X, \text{homme} = 1)} = \Theta(X) \frac{\text{pr}(t = p|X, \text{homme} = 0)}{\text{pr}(t = p|X, \text{homme} = 1)}$$

où $\Theta(X)$ est le poids dérivé antérieurement et $\text{pr}(t = p|X, \text{homme})$ est la probabilité d'être observé dans la période p conditionnelle aux caractéristiques observables et au sexe. Par construction, nous voyons bien que $\Psi(X) = \Theta(X)$ si et seulement si le ratio de $\text{pr}(t = p|X, \text{homme} = 0)$ et $\text{pr}(t = p|X, \text{homme} = 1)$ est égal à un. Cette égalité suppose implicitement que la probabilité conditionnelle d'être observé dans notre échantillon (un échantillon de travailleurs) est la même, peu importe le sexe et les caractéristiques observables⁵¹. Cette égalité est peu susceptible de tenir en général puisque la décision d'intégrer le marché du travail, le taux d'emploi en occurrence, semble guidée différemment pour les hommes et les femmes, et ce, à caractéristiques observables similaires. À titre d'exemple, l'effet marginal d'avoir un enfant sur le taux d'emploi des hommes se serait avéré positif et négatif sur le taux d'emploi des femmes de 1979 à 2005 (Boushey 2008). Une vérification empirique de cette égalité est également réalisée sur nos données; ce résultat n'est pas égal en tout p .

Ainsi, avec $\Psi(X)$, nous pouvons obtenir la distribution contrefactuelle finale qui nous intéresse :

$$g_{\text{homme}=0, t=p}^c(w|\text{homme} = 1) \equiv \int \Psi(X)f(w|X, \text{homme} = 1, t = p)h(\text{homme} = 1, t = p)dx$$

Pour estimer $\Psi(X)$ à l'aide du modèle probit, le vecteur X contient les variables du tableau 4.1 ci-dessous⁵². À noter que nous ne présenterons pas les résultats de ce modèle puisque seules les valeurs prédites nous intéressent ici.

Tableau 4.1
Variables explicatives composant le vecteur X du modèle estimant le facteur de pondération

Variables/codage	Description des variables (type de variable)
<i>Experience614</i>	Expérience potentielle de travail de 6 à 14 ans (binaire)
<i>Experience1524</i>	Expérience potentielle de travail de 15 à 24 ans (binaire)
<i>Experience2534</i>	Expérience potentielle de travail de 25 à 34 ans (binaire)
<i>Experience35</i>	Expérience potentielle de travail de 35 ans et plus (binaire)
<i>Secondaire</i>	Études secondaires complétées (binaire)
<i>Collegepartiel</i>	Études universitaires non complétées (binaire)

⁵¹ Ici, la « probabilité d'être observé » est la probabilité d'être recensé par le CPS MORG dans la période à l'étude.

⁵² Il y a ici trois estimations à réaliser. La même spécification prévaut pour ces trois estimations.

<i>College</i>	Études universitaires complétées, au moins un baccalauréat (binaire)
<i>Tauxchomage</i>	Taux de chômage mensuel par État américain (discrète)
<i>Log(pibfinance)</i>	Logarithme du PIB réel (\$2008) annuel du secteur financier (finance, sociétés d'assurance et activités connexes ou services immobiliers) (discrète)
<i>Marie</i>	Marié ou non (binaire)
<i>Metropolitain</i>	Résidence dans une région métropolitaine ou non (binaire)
<i>Nordest</i>	Division géographique du Nord-est du recensement de 1960 (binaire)
<i>Centreouest</i>	Division géographique du Centre-ouest du recensement de 1960 (binaire)
<i>Ouest</i>	Division géographique de l'Ouest du recensement de 1960 (binaire)
<i>Heure</i>	Salarié non rémunéré à l'heure (binaire)
<i>Public</i>	Secteur public (binaire)
<i>Syndique</i>	Syndiqué (binaire)
<i>Surtravail</i>	50 heures de travail et plus par semaine (binaire)
<i>Tempspartiel</i>	35 heures de travail et moins (binaire)
<i>Banques</i>	Travaille dans le secteur « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » (binaire)
<i>Investissements</i>	Travaille dans le secteur « valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes » (binaire)
<i>Assurances</i>	Travaille dans le secteur « sociétés d'assurance et activités connexes » (binaire)
<i>Gestion</i>	Occupation dans la catégorie « gestion, affaires et professions financières » (binaire)
<i>Professionnel</i>	Occupation dans la catégorie « professionnel ou occupations reliées » (binaire)
<i>Ventes</i>	Occupation dans la catégorie « ventes et occupations reliées » (binaire)
<i>Raisonnement</i>	Développement du raisonnement, attribut du DOT standardisé (discrète)
<i>Mathematique</i>	Développement en mathématiques, attribut du DOT standardisé (discrète)
<i>Communication</i>	Développement en communication, attribut du DOT standardisé (discrète)
<i>Enfant05</i>	Présence d'au moins un enfant âgé de 0 à 5 ans dans la famille primaire (binaire)
<i>Enfant613</i>	Présence d'au moins un enfant âgé de 6 à 13 ans dans la famille primaire (binaire)
<i>Enfant1417</i>	Présence d'au moins un enfant âgé de 14 à 17 ans dans la famille primaire (binaire)

Comme le soulèvent DiNardo et al. (1996), le meilleur ensemble de variables explicatives est celui composé de variables binaires indiquant chacune des valeurs possibles des variables incluses dans le modèle économétrique (*cell-by-cell non parametric model* en anglais). Pour rehausser la qualité prédictive de notre modèle, nous avons ajouté l'expérience potentielle à la quatre, des interactions entre les groupes d'expérience potentielle et les groupes d'éducation, le nombre d'années de scolarité et son interaction avec l'expérience potentielle. Cet ajustement est similaire à celui apporté dans l'article de DiNardo et al. (1996).

Tracé des distributions et décomposition agrégée des écarts salariaux

Une fois le poids estimé, nous pouvons estimer les distributions d'intérêt par la méthode du noyau (ou *Kernel density estimator* en anglais), un estimateur non paramétrique convergent tel que présent ci-dessous :

$$g(w|\text{homme} = g) = \frac{\alpha_i}{h \cdot N_{g \text{ i homme} = g}} \sum K\left(\frac{w - W_i}{h}\right)$$

$$g_{\text{homme}=0, t=p}^c(w|\text{homme} = 1) = \frac{\alpha_i \Psi_i(X)}{h \cdot N_{g=0}} \sum_{i \in \text{homme}=0} K\left(\frac{w - W_i}{h}\right)$$

où g est égal à 1 si l'individu est un homme ou zéro sinon, α est le poids échantillonnal, h est un paramètre définissant le niveau du lissage, K est le noyau ou la fonction de pondération qui peut être représentée par une fonction de densité gaussienne standard ou Epanechnikov⁵³ et N est le nombre d'observations du groupe g . Nous utiliserons la fonction d'Epanechnikov pour la fonction K . Le choix du paramètre h s'avère également fort important afin d'estimer les fonctions de densité. En effet, un h trop élevé surlisse la distribution, noyant ainsi l'information qu'elle contient, alors qu'un h trop petit rend plus complexe la lecture de l'allure générale de la distribution. Dans notre étude, nous utiliserons le paramètre h par défaut de Stata, lequel sélectionne le meilleur arbitrage entre les deux cas relatés précédemment. Avec ces estimations, nous pouvons comparer graphiquement la distribution des salaires des hommes ou celle du groupe contrefactuel avec la distribution des salaires des femmes.

Décomposition agrégée : effets de compositions et effets de structures

La méthode de DiNardo et al. (1996) nous permet également d'explorer les différences salariales entre les femmes et les hommes à différents centiles en réalisant une décomposition agrégée comme celle d'Oaxaca-Blinder. Soit $Q_\tau(w_g)$, le salaire observé conditionnel au sexe ($g = 1$ si un homme, zéro si une femme et c si le groupe contrefactuel) évalué au τ^e centile. L'écart salarial brut observé au τ^e centile peut être représenté comme suit :

$$\Delta_\tau^w = Q_\tau(w_m) - Q_\tau(w_f)$$

Nous pouvons dès lors décomposer Δ_τ^w de façon agrégée comme ceci :

$$\Delta_\tau^w = [\hat{Q}_\tau(w_m) - \hat{Q}_\tau(w_c)] + [\hat{Q}_\tau(w_c) - \hat{Q}_\tau(w_f)]$$

$$\Delta_\tau^w = \Delta_\tau^X + \Delta_\tau^S \quad (7)$$

où Δ_τ^X est l'effet de compositions et Δ_τ^S est l'effet de structures. L'équation (7) est valide pour tout centile. Intuitivement, à rendements marginaux égaux, les différences de salaires entre les sexes devraient diminuer si les femmes possèdent des niveaux de dotations égaux ou plus élevés que ceux des hommes (effet de compositions). La construction de Δ_τ^X permet ainsi de comprendre comment la distribution des caractéristiques observables des femmes affecte la distribution des salaires des hommes (et vice-versa). Pareillement, selon Δ_τ^S , à dotations égales, les salaires entre les sexes devraient converger si 1) la productivité (les rendements) des femmes augmente par

⁵³ Le lecteur est invité à consulter l'article de Parzen (1962) pour en connaître davantage sur l'estimation par noyau.

rapport à celle des hommes ou si 2) la discrimination envers les femmes diminue sur le marché du travail à rendements égaux (en assumant que le groupe discriminé est celui des femmes).

La méthode des régressions quantiles non conditionnelles

La méthode de DiNardo et al. (1996) ne permet pas de réaliser une décomposition détaillée des écarts salariaux entre les groupes qui nous concernent. En rappel, la décomposition détaillée permet d'évaluer la contribution de chaque variable explicative à l'effet de compositions et à l'effet de structures. Comme notre analyse se penche sur les écarts salariaux le long des distributions, il n'est pas possible d'utiliser la loi des espérances itérées telle qu'employée par la décomposition d'Oaxaca-Blinder lorsqu'il est question des écarts salariaux évalués à la moyenne. En effet, dans le cas de la moyenne, le β estimé par la régression linéaire de w sur X peut s'interpréter comme l'effet de X sur l'espérance non conditionnelle des salaires, $E(w)$, ou de l'espérance des salaires conditionnelle à X , $E(w|X)$ ⁵⁴. À l'inverse, β_τ de la régression quantile conditionnelle de $Q_\tau(w)$ sur X ne peut s'interpréter comme l'impact d'une variation marginale de X sur $Q_\tau(w|X)$, car une variation de la distribution de X peut changer la position d'un travailleur sur la distribution des salaires. Firpo et al. (2009) proposent une méthode pour estimer l'effet d'un changement de X sur la distribution non conditionnelle de w (quantile non conditionnel), nous permettant ainsi d'accomplir une décomposition détaillée « à la Oaxaca-Blinder » sur toute la distribution de w . Cette méthode, nommée « régression quantile non conditionnelle », utilise la fonction d'influence recentrée (RIF) d'une statistique quelconque, dans notre cas, le logarithme du salaire horaire observé (w) au τ^e centile⁵⁵. Présentons l'application de cette méthode à notre recherche.

La fonction d'influence (IF) permet d'évaluer la sensibilité de la variable aléatoire w suite à une perturbation infinitésimale de sa distribution en un point quelconque (w_i). La fonction d'influence d'un quantile peut s'écrire comme suit :

$$IF_{w, Q_\tau} = \frac{\tau - 1\{w \leq Q_\tau\}}{g_w(Q_\tau)}$$

où $1\{w \leq Q_\tau\}$ est une fonction indicatrice qui est égale à 1 si w est inférieur ou égal à la valeur de w au τ^e centile (Q_τ) (zéro sinon) et $g_w(Q_\tau)$ est la fonction de densité de w évaluée à Q_τ . En sommant IF et Q_τ , nous pouvons écrire la fonction d'influence recentrée suivante :

$$RIF(w, Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau - 1\{w \leq Q_\tau\}}{g_w(Q_\tau)}$$

⁵⁴ Par la loi des espérances itérées, $\beta = \frac{dE(w|X=x)}{dx} = E\left[\frac{dE(w|X=x)}{x}\right] = \frac{dE(w)}{dx}$.

⁵⁵ Pour alléger la présentation du modèle, nous utiliserons w au lieu de $\ln(w)$ pour définir le logarithme du salaire.

$$\text{RIF}(w, Q_\tau) = c_{0,\tau} \cdot 1\{w > Q_\tau\} + c_{1,\tau}$$

où $1\{w > Q_\tau\}$ est une fonction indicatrice qui est égale à 1 si w est supérieur à Q_τ (zéro sinon), $c_{0,\tau} = 1/g_w(Q_\tau)$ et $c_{1,\tau} = Q_\tau - (1 - \tau)/g_w(Q_\tau)$. Par construction, la valeur espérée de $\text{RIF}(w, Q_\tau)$ est égale à Q_τ (l'espérance de IF est nulle) :

$$Q_\tau = \int \text{RIF}(w, Q_\tau) dF(w)$$

En utilisant la loi des espérances itérées, nous pouvons exprimer Q_τ en fonction de l'espérance de $\text{RIF}(w, Q_\tau)$ conditionnelle à X :

$$Q_\tau = \int \int \text{RIF}(w, Q_\tau) dF(w|X=x) dF(x)$$

Et donc,

$$Q_\tau = \int E[\text{RIF}(w, Q_\tau)|X=x] dF(x) \quad (8)$$

où $E[\text{RIF}(w, Q_\tau)|X=x] = c_{0,\tau} \cdot 1\{w > Q_\tau|X=x\} + c_{1,\tau}$. À partir de (8), il est possible d'estimer l'effet partiel d'une variation de la distribution de X sur Q_τ . Pour $F(w|X=x)$ constant, le théorème central de l'article de Firpo et al (2009) stipule que la variation infinitésimale d'un changement dans la distribution des caractéristiques observables ($G(X) - F(X)$) sur Q_τ peut être évaluée en obtenant l'espérance de la dérivée de $E[\text{RIF}(w, Q_\tau)|X=x]$ par rapport à X . Cette variation au τ^e centile de w , dénotée $\alpha(Q_\tau)$, est représentée comme suit par le vecteur suivant⁵⁶ :

$$\alpha(Q_\tau) = \int \frac{\partial E[\text{RIF}(w, Q_\tau)|X=x]}{\partial x} dF(x) = E \left[\frac{\partial E[\text{RIF}(w, Q_\tau)|X=x]}{\partial x} \right]$$

Et donc,

$$\alpha(Q_\tau) = c_{0,\tau} \int \frac{\partial \text{pr}\{w > Q_\tau|X=x\}}{\partial x} dF(x) = c_{0,\tau} E \left[\frac{\partial \text{pr}\{w > Q_\tau|X=x\}}{\partial x} \right]$$

En supposant que $E[\text{RIF}(w, Q_\tau|X=x)]$ dépend linéairement de X , nous pouvons utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires afin d'estimer $c_{0,\tau} E \left[\frac{\partial \text{pr}\{w > Q_\tau|X=x\}}{\partial x} \right]$, qui n'est nulle autre que l'effet partiel estimé par le modèle de probabilité linéaire multiplié par le terme $c_{0,\tau} = 1/g_w(Q_\tau)$.

En pratique, les étapes à réaliser sont les suivantes :

1. Estimer $\text{RIF}(w, Q_\tau) = Q_\tau + \tau - 1\{w \leq Q_\tau\}/g_w(Q_\tau)$ où $\hat{Q}_\tau$ est le salaire estimé au τ^e centile de notre échantillon et $\hat{g}_w(Q_\tau)$ est estimé par la méthode du noyau.

⁵⁶ Notons que cet effet partiel est basé sur une approximation linéaire de premier ordre d'une fonction non linéaire. Ce faisant, cet effet n'est robuste que pour des variations infinitésimales. Pour plus de détails, voir Firpo et al. (2009).

2. Par la méthode des moindres carrés ordinaires, régresser $\widehat{RIF}(w, Q_\tau)$ sur les x_k du vecteur X pour les hommes, les femmes et le groupe contrefactuel construit préalablement par la méthode de DiNardo et al. (1996) afin d'obtenir le vecteur des coefficients estimés $\hat{\alpha}^\tau = \hat{c}_{0,\tau}\hat{\beta}$ pour chaque groupe où $\hat{\beta}$ est le coefficient estimé par le modèle de probabilité linéaire.

Le vecteur X de notre modèle est composé des variables explicatives présentées dans le tableau 4.2 ci-dessous.

Tableau 1
Variables explicatives composant le vecteur X du modèle de régression quantile non conditionnelle

Variables/codage	Description des variables (type de variable)
Capital humain	
<i>Experience614</i>	Expérience potentielle de travail de 6 à 14 ans (binaire)
<i>Experience1524</i>	Expérience potentielle de travail de 15 à 24 ans (binaire)
<i>Experience2534</i>	Expérience potentielle de travail de 25 à 34 ans (binaire)
<i>Experience35</i>	Expérience potentielle de travail de 35 ans et plus (binaire)
<i>Secondaire</i>	Études secondaires complétées (binaire)
<i>Collegepartiel</i>	Études universitaires non complétées (binaire)
<i>Collège</i>	Études universitaires complétées, au moins un baccalauréat (binaire)
Cycles économiques	
<i>Tauxchomage</i>	Taux de chômage mensuel par État américain (discrète)
<i>Log(pibfinance)</i>	Logarithme du PIB réel (\$2008) annuel du secteur financier (finance, sociétés d'assurance et activités connexes ou services immobiliers) (discrète)
Géographie	
<i>Metropolitain</i>	Résidence dans une région métropolitaine ou non (binaire)
<i>Nordest</i>	Division géographique du Nord-est du recensement de 1960 (binaire)
<i>Centreouest</i>	Division géographique du Centre-ouest du recensement de 1960 (binaire)
<i>Ouest</i>	Division géographique de l'Ouest du recensement de 1960 (binaire)
Caractéristiques d'emploi	
<i>Heure</i>	Salarié non rémunéré à l'heure (binaire)
<i>Public</i>	Secteur public (binaire)
<i>Syndique</i>	Syndiqué (binaire)
<i>Surtravail</i>	50 heures de travail et plus par semaine (binaire)
<i>Tempspartiel</i>	35 heures de travail et moins (binaire)
Sous-secteurs financiers	
<i>Banques</i>	Travaille dans le secteur « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » (binaire)
<i>Investissements</i>	Travaille dans le secteur « valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes » (binaire)
<i>Assurances</i>	Travaille dans le secteur « sociétés d'assurance et activités connexes » (binaire)
Occupations	
<i>Gestion</i>	Occupation dans la catégorie « gestion, affaires et professions financières » (binaire)
<i>Professionnel</i>	Occupation dans la catégorie « professionnel ou occupations liées » (binaire)
<i>Ventes</i>	Occupation dans la catégorie « ventes et occupations liées » (binaire)

Les variables explicatives utilisées sont séparées en quatre catégories : capital humain, cycles économiques, géographie, caractéristiques d'emploi, sous-secteurs financiers et occupations. Nous avons segmenté l'expérience potentielle en cinq catégories au lieu d'utiliser l'expérience potentielle au carré comme il est commun dans la littérature. Cette construction vise à avoir une interprétation cohérente de la contribution de l'expérience potentielle aux effets de compositions et aux effets de structures tout en conservant le caractère non linéaire de l'effet de l'expérience sur le salaire. De plus, nous avons exclu du modèle les attributs du DOT en raison de leur forte colinéarité avec les occupations agrégées. Notons que les occupations agrégées captent tout de même de façon implicite la prime salariale reliée au degré de complexité des emplois. Nous y reviendrons ultérieurement. Finalement, comme nous regroupons deux années par période, une variable binaire qui capte l'effet du temps sur le salaire (année de référence) est également ajoutée dans chaque équation.

Pour notre modèle de régression, le groupe de référence, tout sexe confondu, est le suivant : expérience potentielle de travail de 5 ans et moins; études secondaires non complétées; résidence non située dans une région métropolitaine et localisée dans la division géographique du Sud du recensement de 1960; emploi rémunéré à l'heure; heures hebdomadaires de travail entre 36 et 49 heures; œuvre dans le sous-secteur des services immobiliers et occupe un emploi non syndiqué du secteur privé dans la catégorie « personnel de bureau et soutien administratif »

En somme, pour un τ donné, nous avons :

$$E \left[E[\text{RIF}(w_g, Q_\tau) | X_g = x_g] \right] = Q_\tau(w_g) = E(X_g) \alpha_g^\tau, \quad g = f, m, c$$

$$\hat{Q}_\tau(w_g) = \bar{X}_g \hat{\alpha}_g^\tau$$

où f , m et c représentent respectivement les femmes, les hommes et le groupe contrefactuel. En suivant la construction d'Oaxaca et Blinder présentée antérieurement (voir Firpo et al. (2007; 2010) pour plus de détails), nous dérivons la décomposition de la différence salariale brute entre les sexes estimée au τ^e centile :

$$\Delta_\tau^w = \hat{Q}_\tau(w_m) - \hat{Q}_\tau(w_f)$$

$$\Delta_\tau^w = [\hat{Q}_\tau(w_m) - \hat{Q}_\tau(w_c)] + [\hat{Q}_\tau(w_c) - \hat{Q}_\tau(w_f)], \text{ la décomposition agrégée}$$

Nous pouvons réaliser une décomposition détaillée des écarts salariaux bruts selon les effets de structures et les effets de compositions attribuables à chacune de nos variables explicatives. La voici :

$$\Delta_\tau^w = [\bar{X}_m \hat{\alpha}_m^\tau - \bar{X}_c \hat{\alpha}_c^\tau] + [\bar{X}_c \hat{\alpha}_c^\tau - \bar{X}_f \hat{\alpha}_f^\tau] \quad (9)$$

$$\Delta_\tau^w = \Delta_\tau^X + \Delta_\tau^S$$

En décomposant l'équation 9, nous devrions asymptotiquement obtenir la même décomposition détaillée que celle présentée antérieurement dans la décomposition d'Oaxaca-Blinder (pour le cas de la moyenne).

$$\Delta_{\tau}^X = [\bar{X}_m \hat{\alpha}_m^{\tau} - \bar{X}_c \hat{\alpha}_m^{\tau}] + [\bar{X}_c \hat{\alpha}_m^{\tau} - \bar{X}_c \hat{\alpha}_c^{\tau}]$$

$$\Delta_{\tau}^X = (\bar{X}_m - \bar{X}_c) \hat{\alpha}_m^{\tau} + \bar{X}_c (\hat{\alpha}_m^{\tau} - \hat{\alpha}_c^{\tau}) = EC + \text{erreur}_{EC}$$

Et

$$\Delta_{\tau}^S = [\bar{X}_c \hat{\alpha}_c^{\tau} - \bar{X}_f \hat{\alpha}_c^{\tau}] + [\bar{X}_f \hat{\alpha}_c^{\tau} - \bar{X}_f \hat{\alpha}_f^{\tau}]$$

$$\Delta_{\tau}^S = (\bar{X}_c - \bar{X}_f) \hat{\alpha}_c^{\tau} + \bar{X}_f (\hat{\alpha}_c^{\tau} - \hat{\alpha}_f^{\tau}) = \text{erreur}_{ES} + ES$$

Comme le soulève Firpo et al. (2007; 2010), les erreurs (erreur_{EC} et erreur_{ES}) consistent à des erreurs de spécifications dans l'estimation du poids de DiNardo et al. (1996) puisque nous travaillons en échantillon fini. Si le poids en question est bien défini et si l'espérance conditionnelle des salaires est belle et bien linéaire, les erreurs devraient tendre vers zéro en grands échantillons puisque $\text{plim}(\hat{\alpha}_c^{\tau}) = \text{plim}(\hat{\alpha}_m^{\tau}) = \alpha_m^{\tau}$ et $\text{plim}(\bar{X}_c) = \text{plim}(\bar{X}_f) = E[X|\text{sexe} = 0]$. Ainsi,

$$\Delta_{\tau}^W = (\bar{X}_m - \bar{X}_c) \hat{\alpha}_m^{\tau} + \bar{X}_f (\hat{\alpha}_c^{\tau} - \hat{\alpha}_f^{\tau})$$

$$\text{plim} \Delta_{\tau}^W = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\alpha}_m^{\tau} + \bar{X}_f (\hat{\alpha}_m^{\tau} - \hat{\alpha}_f^{\tau})$$

Choix du groupe contrefactuel

Tel que soulevé par Jones (1983) et Oaxaca et Ransom (1994; 1999), le choix du groupe contrefactuel n'est pas unique et peut s'avérer inapproprié selon le contexte économique. Par exemple, la structure salariale des hommes peut ne pas correspondre au contrefactuel idéal selon lequel les femmes seraient rémunérées en absence de discrimination sur le marché du travail. En effet, tel que soulevé par Fortin et Lemieux (1998) et Firpo et al. (2007), l'effet de structures tend à dépendre considérablement de la distribution choisie comme groupe de référence, et ce, tout le long de la distribution des salaires. La structure salariale des femmes pourrait ainsi avoir une incidence sur celle des hommes, ce qui peut être le cas comme nous l'avons vu dans notre revue de la littérature. Dans une industrie devenue hautement informatisée comme celle de la finance (Philippon et Reshef 2012), les changements technologiques peuvent redéfinir la structure des salaires entre les sexes. En ce sens, en analysant l'effet de la technologie sur la structure salariale de plusieurs industries, Allen (2001) souligne que le salaire des femmes a augmenté plus rapidement que celui des hommes dans les années 1980 dans les industries employant un capital technologique de fine pointe. Le choix du groupe de référence peut également mener à des estimateurs différents dans la décomposition

détaillée des écarts salariaux (Oaxaca et Ransom 1994; 1999). L'enjeu ici est donc d'identifier la structure salariale qui prévaudrait en absence de discrimination. En empruntant la notation d'Oaxaca et Ransom (1994) pour un écart salarial moyen entre le groupe A et le groupe B, les effets de compositions et les effets de structures estimés peuvent être réécrits comme suit :

$$\Delta^{\bar{w}} = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\hat{\beta}^* + [\bar{X}_A(\hat{\beta}_B - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_B(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_B)]$$

où $\hat{\beta}^*$ est le vecteur de coefficients de référence (c'est-à-dire celui ayant une structure salariale non discriminatoire). En faisant un survol de la littérature scientifique, nous apprenons que $\hat{\beta}^*$ peut prendre plusieurs formes selon le contexte économique à l'étude. Voici quelques-unes de ces formes :

- $\hat{\beta}^* = \hat{\beta}_A$ ou $\hat{\beta}^* = \hat{\beta}_B$, dans Oaxaca (1973) et Blinder (1973) pour les écarts salariaux entre les femmes et les hommes
- $\hat{\beta}^* = 0,5\hat{\beta}_A + 0,5\hat{\beta}_B$ comme une moyenne pondérée de la structure salariale des deux groupes, dans Reimers (1983) pour des écarts salariaux entre les hommes blancs, les hispanophones et les hommes noirs.
- Etc.

Un autre élément à considérer dans le choix du groupe de référence provient de la nécessité d'avoir des caractéristiques observables mutuellement présentes dans les deux groupes (Dinardo 2002). Cette condition serait particulièrement difficile à tenir lorsque la comparaison salariale se fait entre des individus blancs et des individus noirs, ces derniers ayant des caractéristiques observables plus ou moins assorties avec celles de leur homologue sur toute la distribution des salaires (Heywood et Parent 2012). À en juger la disproportion des femmes dans les occupations de la catégorie « support administratif et personnel de bureau » et dans le sous-secteur « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes », il apparaît difficile de trouver des femmes comparables aux hommes sur le plan des caractéristiques observables en tout point sur la distribution des salaires (surtout dans la queue de droite). Notre groupe contrefactuel demeure un choix prudent et cohérent avec la littérature scientifique. Nous assumerons que la structure salariale des hommes est la structure non discriminatoire. Cette hypothèse nous semble raisonnable compte tenu des écarts salariaux déjà nettement à l'avantage des hommes dans l'industrie financière américaine.

Sélection sur les observables

En construisant notre distribution contrefactuelle, comme nous avons interchangé la structure des salaires et la distribution conditionnelle de ε des hommes avec celles des

femmes, nous devons poser des hypothèses supplémentaires, sans quoi, nos résultats ne seront pas interprétables. Il devient très complexe de dissocier l'effet de structures à celui de la différence dans ε , les caractéristiques non observables. Une façon de séparer ces deux effets est d'assumer que la distribution de ε conditionnelle aux caractéristiques observables demeure la même à travers les femmes et les hommes, c'est-à-dire que $\text{homme} \perp \varepsilon | X \forall x \in X$ (hypothèse de la sélection sur les observables). Firpo et al. (2010) identifient trois cas pouvant rejeter cette hypothèse: 1) choix de X et de ε , 2) sélection différente entre les deux groupes sur le marché du travail et 3) auto sélection parmi un des deux groupes basée sur les caractéristiques non observables⁵⁷.

Le premier cas pouvant remettre en question l'hypothèse de la sélection sur les observables est le choix de X . En effet, conditionnel à X , cette hypothèse devient invalide si ε devient une fonction du sexe et n'est plus aléatoirement distribué entre nos deux groupes à l'étude. Tout d'abord, Gunderson (1989) affirme que les différences de dotations liées à la productivité (habileté ou effort non observé au travail) et/ou les facteurs reliés à la demande de travailleurs (occupations, industries) peuvent créer de l'endogénéité si elles ne sont pas prises en compte dans le modèle économétrique. D'un autre côté, Blau et Kahn (2006) soulignent le potentiel biais de simultanéité causé par l'interaction de l'occupation et de l'industrie avec les salaires, eux-mêmes déterminés par l'offre de travailleurs ou les décisions des employeurs. Afin de tenir compte en partie de l'habileté des travailleurs, nous pourrions utiliser les trois attributs d'emplois du DOT présentés dans l'étude de Meyer et Osborne (2005). Cependant, ceux-ci peuvent souffrir d'erreurs de mesure relativement graves puisqu'il n'est pas acquis que l'habileté requise pour un poste en particulier reflète le réel niveau d'habileté d'un individu. Un travailleur fortement éduqué pourrait être contraint à occuper un poste peu spécialisé en raison d'une forte concurrence au sein de l'entreprise qui l'emploie ou d'une conjoncture économique défavorable. Il faudrait plutôt interpréter les variables du DOT comme étant la prime salariale reliée à un accroissement des compétences requises pour un emploi quelconque, toute chose étant égale par ailleurs. Il y a lieu de croire que cet effet est implicitement capturé par les occupations agrégées incorporées dans nos modèles, comme le suggère le tableau 3.3 de la section « Analyse des données ». Malheureusement, le CPS MORG ne contient aucune information sur le niveau d'habileté des individus. Nous restons tout de même conscients de cette limite. Nous devons également assumer que la structure salariale des travailleurs est identique dans le temps (ce sont les mêmes attributs observables qui influencent les salaires). Cette hypothèse peut être compatible avec la stabilité de la composition de la main-d'œuvre observée dans l'industrie financière américaine depuis 1980. Comme le rapportent Philippon et Reshef (2012), cette industrie comportait dans la période 1980-2005 une proportion importante de

⁵⁷ Comme notre analyse se consacre aux sexes, ce cas n'est pas applicable dans notre contexte.

travailleurs éduqués et bien rémunérés. Il est donc raisonnable d'assumer que la structure salariale des travailleurs de notre échantillon est stable dans le temps.

Le deuxième cas pouvant remettre en question l'hypothèse de la sélection sur les observables fut soulevé pour la première fois par Heckman (1976, 1979). Ce dernier affirme que la décision de participer au marché du travail peut différer selon le sexe, ajoutant ainsi un biais de sélection dans l'estimation des coefficients des variables qui composent l'équation de Mincer. Par exemple, en supposant qu'il existe bel et bien une discrimination salariale envers les femmes, le marché de l'emploi peut sous-évaluer les compétences, la scolarité ou le niveau de productivité des travailleuses. Voyant cela, les femmes peuvent disproportionnellement refuser de faire partie de la population active, causant ainsi un biais de sélection dans l'échantillon utilisé (seulement les salaires des travailleurs à l'emploi sont observés). Ce biais de sélection survient si les caractéristiques non observables qui déterminent le choix du secteur d'emplois sont corrélées avec les facteurs observables qui déterminent la rémunération. Afin de corriger ce biais, Heckman (1976, 1979) propose d'utiliser l'inverse du ratio de Mill (*inverse Mill's ratio* en anglais) par une régression en deux étapes. Pour notre étude, il est possible que les salaires soient déterminés par des facteurs non observables (notamment la discrimination, des préférences particulières, des caractéristiques cognitives, etc.) qui déterminent le choix de travailler dans l'industrie financière. Par exemple, sur la base de notre revue de la littérature, les mères détentrices d'un diplôme de MBA chercheraient activement des emplois conjuguant mieux la famille et le travail et éviteraient davantage les emplois demandant de longues heures de travail, mais offrant tout de même de bonnes possibilités d'avancement dans leur carrière (Bertrand et al. 2010). De plus, Philippon et Reshef (2012) soulignent plusieurs avancées technologiques dans le secteur financier. Cela nous laisse croire que la demande de travailleurs spécialisés en haute technologie a peut-être favorisé les hommes, déjà plus enclins à réaliser des études dans les domaines de l'ingénierie et des mathématiques (Black et al. 2008). Néanmoins, Jarrel et Stanley (2004) soutiennent que les conditions du marché du travail se sont en général améliorées avec les années rendant ainsi la correction pour le biais de sélection moins indispensable que dans le passé. Cette affirmation n'est peut-être pas aussi véridique qu'on le pense dans le cas de l'industrie financière américaine. Le salaire relatif des femmes du secteur financier, déjà très bas si nous le comparons à l'ensemble des industries, était en 2010 au même niveau qu'il ne l'était en 1991 par rapport aux hommes.

Par souci de robustesse, nous apporterons les correctifs nécessaires en insérant l'inverse du ratio de Mill dans nos modèles de régressions (décomposition à la moyenne et à différents centiles). Nous utiliserons la correction d'Heckman (1976; 1979) pour un choix binaire (travailler dans l'industrie financière ou non). Les détails de la correction apportée et de nos estimations sont disponibles dans la prochaine sous-section.

Correction du biais de sélection

Procédure en deux étapes d'Heckman (1976; 1979)

La correction d'Heckman est une méthode statistique ayant initialement pour but de corriger le fait d'avoir un échantillon non aléatoire ou non représentatif de la population que nous désirons étudier. Heckman (1976;1979) traite le problème de sélection comme un biais de variable pertinente omise. Dans notre cas, cette variable pertinente omise s'avère la propension d'un individu à travailler dans l'industrie financière américaine telle que nous l'avons définie antérieurement. Puisque l'omission de cette variable crée un biais dans les estimateurs de notre modèle⁵⁸, Heckman (1976; 1979) propose une correction en deux étapes. Dans notre cas, la première étape consiste à estimer, à l'aide du modèle probit, la probabilité de travailler dans l'industrie financière telle que :

$$\text{pr}(h = 1|Z) = \Phi(Z\gamma)$$

où h est égal à 1 si l'individu travaille dans l'industrie financière (zéro sinon), Z est un vecteur de variables explicatives, γ est un vecteur de paramètres à estimer et Φ est la fonction de distribution cumulative d'une distribution standard normale. Les valeurs prédites du modèle probit sont utilisées pour construire et insérer l'inverse du ratio de Mill, dénoté $\lambda(Z\gamma)$, dans l'équation de log-salaire. Le terme $\lambda(Z\gamma)$ prend l'identité suivante :

$$\lambda(Z\gamma) = \frac{\varphi(Z\gamma/\sigma_e)}{\Phi(Z\gamma/\sigma_e)}$$

où φ est la fonction de densité d'une distribution standard normale et σ_e est le terme d'erreur lié à la propension à travailler dans l'industrie financière. Heckman (1976; 1979) stipule également que la matrice de variance-covariance des résidus de l'équation log-salaire corrigée du biais de sélection est hétéroscédastique. Tel que suggéré par Lee (1982, dans Puhani 2000), nous utiliserons les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation pour régler le problème dans la deuxième étape d'estimation (l'équation du log-salaire).

La performance de la méthode proposée par Heckman résulte dans le vecteur Z . En effet, il est bien connu que si Z contient le même ensemble de variables explicatives que X , seule la non-linéarité dans l'inverse du ratio de Mill sera captée pour régler le problème de sélection (Puhani 2000). Cependant, puisque ce ratio est approximativement une combinaison linéaire de X (si $Z = X$), des problèmes de colinéarité importants entre

⁵⁸ Heckman (1976; 1979) démontre que le biais de sélection est similaire au biais causé par une troncature dans les données qui rend non convergente la méthode des MCO (d'où la pertinence du modèle tobit suggéré par Tobin (1958))

les variables de l'équation log-salaire sont à prévoir⁵⁹. Puhani (2000) suggère que Z contienne au moins une variable qui n'apparaît pas dans X. Autrement dit, cette variable ne devrait pas avoir d'effet sur le salaire lorsque X est compris dans le modèle de régression. Dans notre cas, Z contient les variables explicatives présentées dans le tableau 4.3 ci-dessous. Au total, nous avons réalisé une estimation par sexe et par période. Chaque régression a été pondérée par le poids échantillonnal ajusté pour le nombre d'heures de travail hebdomadaire. Les coefficients estimés de chaque modèle sont disponibles dans le tableau 5 de la section « Tableau ». Notons que notre méthodologie assume que les distributions des termes d'erreurs conditionnelles aux variables du tableau 4.3 sont les mêmes entre les sexes et les périodes.

Tableau 4.3
Variables explicatives utilisées pour la première étape d'estimation
d'Heckman (modèle probit)

Variables/codage	Description des variables (type de variable)
<i>Age</i>	Âge de l'individu (discrète)
<i>Age²</i>	Âge de l'individu au carré (discrète)
<i>Secondaire</i>	Études secondaires complétées (binaire)
<i>College partiel</i>	Études universitaires non complétées (binaire)
<i>College</i>	Études universitaires complétées (binaire)
<i>Marital</i>	Être marié (binaire)
<i>Etat</i>	État américain de résidence (binaire)
<i>Enfant05</i>	Présence d'au moins un enfant âgé de 0 à 5 ans dans la famille primaire (binaire)
<i>Enfant613</i>	Présence d'au moins un enfant âgé de 6 à 13 ans dans la famille primaire (binaire)
<i>Enfant1417</i>	Présence d'au moins un enfant âgé de 14 à 17 ans dans la famille primaire (binaire)

Pour décomposer les différences salariales entre les sexes en tenant compte du biais de sélection, nous traiterons la sélection comme une composante de l'effet de compositions et de l'effet de structures (Firpo et al. 2010). Ce traitement assume que l'inverse du ratio de Mill est une composante exogène comme les autres variables explicatives dans l'équation de salaire. Ainsi, la décomposition détaillée (équation 9) devient :

$$\Delta_{\tau}^w = [\bar{X}_m \hat{\alpha}_m^{\tau} - \bar{X}_c \hat{\alpha}_c^{\tau}] + [\bar{X}_c \hat{\alpha}_c^{\tau} - \bar{X}_f \hat{\alpha}_f^{\tau}] + [\hat{\theta}_m^{\tau} \bar{\lambda}_m - \hat{\theta}_c^{\tau} \bar{\lambda}_c] + [\hat{\theta}_c^{\tau} \bar{\lambda}_c - \hat{\theta}_f^{\tau} \bar{\lambda}_f]$$

$$\Delta_{\tau}^w = (\bar{X}_m - \bar{X}_c) \hat{\alpha}_m^{\tau} + \bar{X}_f (\hat{\alpha}_c^{\tau} - \hat{\alpha}_f^{\tau}) + (\bar{\lambda}_m - \bar{\lambda}_c) \hat{\theta}_m^{\tau} + \bar{\lambda}_f (\hat{\theta}_c^{\tau} - \hat{\theta}_f^{\tau})$$

où $\hat{\theta} = \hat{\rho} \hat{\sigma}_u$ et $\lambda_g = \sum_{i=1}^{N_g} \lambda_{ig} / N_g$ est un estimateur de la moyenne de l'inverse du ratio de Mill pour le groupe g. Neuman et Oaxaca (1998) proposent plusieurs alternatives visant à introduire la différence $[\hat{\theta}_m^{\tau} \bar{\lambda}_m - \hat{\theta}_f^{\tau} \bar{\lambda}_f]$ dans la décomposition détaillée d'Oaxaca-Blinder. Parmi celles-ci, les auteurs proposent entre autres de traiter la sélectivité comme

⁵⁹ En d'autres termes, on change le problème de biais pour un problème d'efficiency dans les estimateurs.

une composante distincte. Cette approche ne suppose aucune hypothèse sur l'effet de la sélectivité sur l'effet de compositions et l'effet de structures. Cependant, il n'existe pas de véritable consensus dans la littérature scientifique sur la façon adéquate de traiter le biais de sélection dans la décomposition d'Oaxaca-Blinder. Neuman et Oaxaca (1998) et Yun (1999) discutent de plusieurs autres alternatives. Dans notre cas, le terme $(\bar{\lambda}_m - \bar{\lambda}_c)\hat{\theta}_m^T$ est lié à l'effet des différences entre les sexes des variables qui déterminent la décision de travailler dans l'industrie financière sur le salaire. Celui-ci sera incorporé dans l'effet de compositions. Quant au terme $\bar{\lambda}_f(\hat{\theta}_c^T - \hat{\theta}_f^T)$, ce dernier reflète les différences de sensibilité des salaires entre les femmes et les hommes à la probabilité de travailler dans l'industrie financière. Ce terme sera d'ailleurs intégré à l'effet de structures.

Dans notre modèle, nous supposons que le problème de sélection dépend ultimement de la parentalité (*enfant05*, *enfant613* et *enfant1417*) et du statut matrimonial (*marié*). Ces variables agissent ainsi comme contraintes identifiantes ou instruments. Il est probable que la présence d'enfants dans le ménage d'un individu affecte sa décision de travailler dans l'industrie et non son salaire. Par exemple, s'il existe bel et bien un problème de sélection, des résultats qui démontrent un désavantage salarial à l'égard des mères ne sont pas nécessairement un signe de discrimination, mais plutôt un signe de biais de sélection dans notre échantillon. Notre intuition se base en ce sens sur les résultats de Fortin (2008) qui se penche sur les facteurs non cognitifs à l'origine des écarts salariaux entre les femmes et les hommes. En exploitant un ensemble de données de deux cohortes de travailleurs du *National Longitudinal Study of 1972* (NLS72) et du *National Longitudinal Study of 1988* (NLS88), l'auteure soutient que les femmes et les hommes ont en moyenne des préférences ou des aspirations statistiquement différentes sur leur carrière professionnelle. Les hommes prétendraient favoriser un emploi fortement rémunéré dont les opportunités d'être un leader et de réussir dans une organisation sont élevées. À l'inverse, les femmes valoriseraient davantage une carrière permettant à la fois de travailler avec autrui et de rendre service à la société tout en offrant la possibilité de profiter du temps en famille et avec ses proches. La parentalité pourrait donc s'avérer un certain frein à la prise de responsabilités plus importantes dans le cadre du travail ou à la sélection d'un emploi dans une industrie exigeante sur le plan professionnel et des tâches à accomplir.

Quant au statut matrimonial, celui-ci peut être interprété différemment par l'employeur selon le sexe. L'exemple commun dans la littérature scientifique (O'Neil 1985, par exemple) est celui selon lequel le mariage serait, de la perspective de l'employeur, un signe de stabilité pour les hommes et un signe d'engagement plus faible sur le marché du travail pour les femmes. Pour une femme, être mariée peut apporter des responsabilités plus importantes dans le ménage (s'occuper des enfants), réduisant ainsi sa disponibilité pour réaliser des heures supplémentaires ou pour entreprendre de la

formation continue. Considérant l'augmentation de la demande de travailleurs spécialisés observée ces dernières années dans l'industrie financière américaine (Philippon et Reshef 2012), le signal négatif du mariage pourrait réduire la probabilité qu'une femme soit engagée, moins disposée à améliorer son capital humain au fil de sa carrière.

Sur le plan économétrique, la présence du nombre d'enfants dans le ménage et le statut matrimonial peuvent s'avérer obsolètes si le modèle contient déjà l'expérience de travail comme variable explicative. Kassenböhmer et Sinning (2010) utilisent également le nombre d'enfants dans la famille primaire et le statut matrimonial comme variables permettant de spécifier convenablement l'équation du modèle probit pour la correction d'Heckman (participer au marché du travail ou non).

Interprétation des résultats des modèles de correction d'Heckman

Le tableau 4.4 ci-dessous présente les effets marginaux moyens des variables explicatives des modèles de correction d'Heckman par sexe et par période.

Tableau 4.4
Effets marginaux moyens des variables explicatives des modèles de correction d'Heckman, par sexe et par période

	1984-1985		1992-1993		2002-2003		2009-2010	
	H	F	H	F	H	F	H	F
Age	0,0023**	-0,0025***	0,0007	-0,0012**	0,00002	-0,0008*	-0,0005**	-0,0001*
Secondaire	0,0196*	0,1268*	0,0099*	0,1366*	0,0218*	0,1022*	0,0204*	0,1102*
Collegepartiel	0,0579*	0,1606*	0,0410*	0,1448*	0,0675*	0,1123*	0,0651*	0,1201*
College	0,0953*	0,0758*	0,0892*	0,0852*	0,1104*	0,0569*	0,1104*	0,0705*
Marie	0,0023	0,0114*	0,0009	0,0183*	-0,0013	0,0044	-0,0078*	0,0112*
Metropolitain	0,0163	0,0316*	0,0193*	0,0397*	0,0266*	0,0371*	0,0266*	0,0285*
Enfant05	-0,00002	-0,0016	0,0023	0,0083*	0,0050**	0,0105*	0,0044	0,0025
Enfant613	-0,0015	-0,0174*	-0,0038**	-0,0203*	-0,0023	-0,0118*	0,0046**	-0,0019
Enfant1417	-0,0023	-0,0087**	-0,0028	-0,0159*	-0,0029	-0,0141*	0,0042	-0,0084**
Pseudo R²	0.0605	0.034	0.0634	0.0279	0.0714	0.0208	0.0732	0.0157
Nombre d'observations	131203	109224	134708	125766	99407	98720	91087	92286
R² (équation log-salaire)	0,8133	0,7637	0,8506	0,6585	0,8210	0,7175	0,8044	0,7176
R² (équation log-salaire, sans l'éducation)	0,2970	0,3122	0,3750	0,2906	0,3852	0,2715	0,4638	0,2939
H : hommes; F : femmes Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation *Significatif à 1,0 %; **Significatif à 5,0 %; ***Significatif à 10,0 % Les effets marginaux moyens reliés à l'État de résidence ne sont pas inclus dans le tableau Des effets fixes temporels sont ajoutés afin de tenir compte du fait qu'il y a deux années par période Les deux dernières lignes représentent les R² des régressions par MCO de l'inverse du ratio de Mill sur les variables de l'équation log-salaire (voir tableau 4.2)								

Le tableau 4.4 présente plusieurs constats intéressants. Tout d'abord, pour toutes les périodes à l'étude, l'âge a en moyenne un effet négatif et statistiquement significatif sur la probabilité des femmes de travailler dans le secteur financier. Pour les hommes, ce

même effet est d'ailleurs négatif et statistiquement significatif en 1984-1985 et positif et statistiquement significatif en 2009-2010. Il est probable que l'âge des hommes ait été valorisé différemment sur le marché du travail avec le temps compte tenu du changement de signe observé dans l'effet marginal de l'âge. Dans chaque période, l'effet moyen de la scolarité sur la probabilité de travailler dans l'industrie financière est positif et statistiquement significatif, et ce, pour les deux sexes. Pour les hommes, cet effet est croissant avec le niveau de scolarité atteint alors que pour les femmes, celui-ci est plus élevé pour les individus n'ayant pas terminé leurs études universitaires. Ce résultat a sans doute un lien avec la forte représentativité des femmes dans la catégorie d'emploi « personnel de bureau et soutien administratif », la catégorie nécessitant le niveau de scolarité le moins élevé parmi toutes.

Contre toute attente, les individus mariés auraient une plus forte propension à choisir la finance comme secteur d'activité que les individus célibataires. Notons cependant que la majorité des effets marginaux observés de la variable *marie* sont statistiquement non significatifs pour les hommes. Cet effet serait d'ailleurs plus élevé chez les femmes que chez les hommes, toute chose étant égale par ailleurs. Finalement, nous notons une certaine divergence dans les effets marginaux moyens des variables *enfant05*, *enfant613* et *enfant1417*. En effet, le fait d'avoir au moins un enfant de 6 à 13 ans ou de 14 à 17 ans dans la famille primaire diminuerait en moyenne la probabilité de travailler dans l'industrie financière. Notons que l'effet moyen de la parentalité est plus souvent statistiquement significatif chez les femmes que chez les hommes.

Il faut toutefois rester prudent quant à l'interprétation des précédents résultats. En ce sens, il est fort probable que les caractéristiques observables des individus au moment de l'entrevue ne reflètent pas celles qui auraient été observées au moment de la décision de travailler ou non dans l'industrie financière. Un décalage temporel dans l'ensemble d'information à notre disposition pourrait créer des erreurs de mesure dans nos variables, créant ainsi des biais dans nos estimateurs. Par exemple, le statut matrimonial peut changer entre la décision d'intégrer le secteur financier et la date à laquelle l'individu participe à l'entrevue du CPS.

Suivant les recommandations de Puhani (2000), nous avons également testé les problèmes potentiels de multicolinéarité entre l'inverse du ratio de Mill et les variables de l'équation du log-salaire (voir tableau 4.2). Ce test consiste à régresser par la méthode des moindres carrés ordinaires l'inverse du ratio de Mill sur les variables de l'équation du log-salaire et d'en dériver par la suite le R^2 . Un R^2 élevé soutient l'existence d'une forte colinéarité entre les variables de l'équation du log-salaire et celle prédisant la probabilité de travailler dans le secteur financier. Les résultats sont affichés dans les deux dernières lignes du tableau 4.4 : la première ligne intègre toutes les variables de l'équation du log-salaire tandis que la deuxième ligne exclut les variables *secondaire*, *collegepartiel* et

college. À première vue, pour les deux sexes et toutes les périodes, il semble exister une forte corrélation entre l'inverse du ratio de Mill et les variables d'intérêt de l'équation de log-salaire, le R^2 variant de 0,6585 à 0,8133 selon le sexe et la période. Cependant, si nous excluons les variables reliées à l'éducation, les R^2 tombent à des niveaux beaucoup plus bas, allant de 0,2906 à 0,4638. Le pouvoir prédictif de l'éducation sur la probabilité de travailler dans l'industrie financière semble être élevé. Néanmoins, cela ne devrait pas affecter considérablement la variance des estimateurs de nos modèles de régression puisque le pouvoir prédictif des autres variables sur l'inverse du ratio de Mill demeure relativement modéré par rapport à celui de l'éducation, agissant comme contrepoids.

5. Résultats

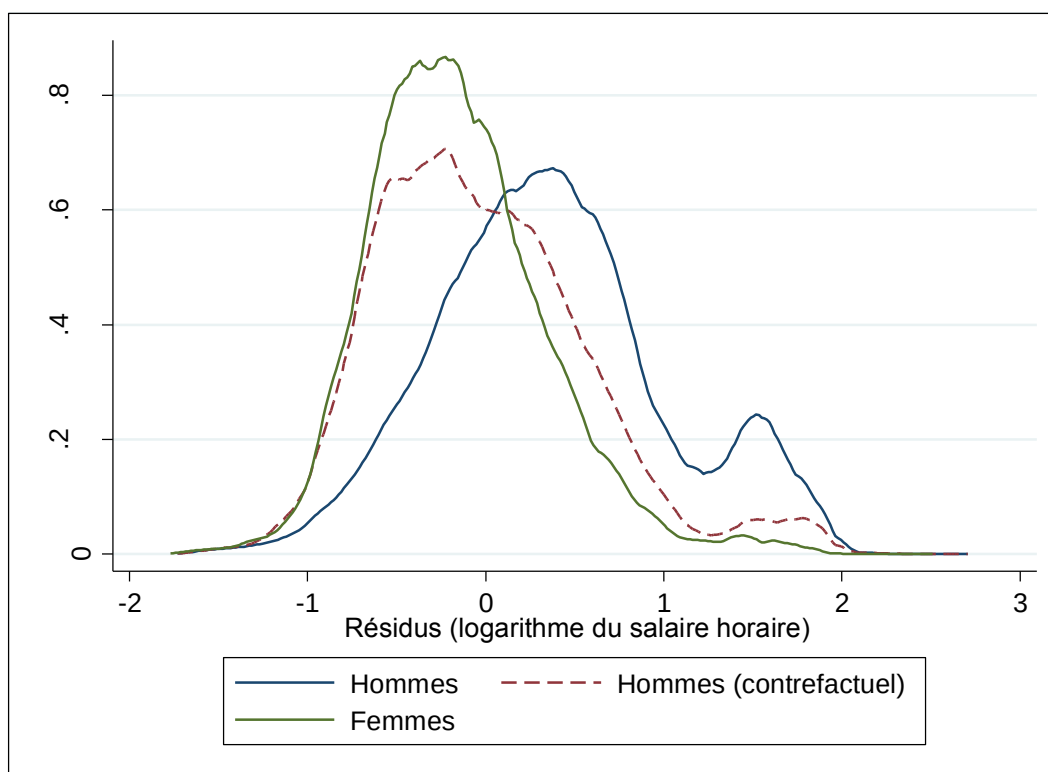
Décomposition agrégée des différences salariales entre les femmes et les hommes

La présente sous-section présente les résultats de la décomposition agrégée des écarts salariaux entre les sexes dans le secteur financier américain. Cette décomposition est réalisée à l'aide de la méthode de DiNardo et al. (1996). Nous tenterons de déterminer les raisons pour lesquelles le fossé salarial qui sépare les femmes et les hommes est toujours aussi important en 2010 qu'il l'était en 1990. Nos questions peuvent trouver réponses dans l'interprétation économique des dynamiques observées entre les effets de compositions et les effets de structures sur la distribution des salaires.

Industrie financière totale

Le graphique 5.1 présenté à la page suivante compare les fonctions de densité estimées par la méthode du noyau des salaires horaires réels des femmes (en vert), des hommes (en bleu) et du groupe contrefactuel (pointillé en rouge). En rappel : la distribution contrefactuelle est la distribution salariale des hommes s'ils avaient les mêmes caractéristiques observables des femmes. Notons que nous avons retiré l'effet du temps dans le salaire horaire en extrayant les résidus de la régression par moindres carrés ordinaires du logarithme du salaire horaire réel sur un ensemble de variables binaires relatives à des années. De plus, le poids utilisé ici est $\theta(X)$ (le poids sans l'extension conditionnelle aux périodes de référence) puisque nous traitons de l'ensemble de notre échantillon.

Figure 5.1
Fonctions de densité estimées des salaires horaires réels nets des effets
temporels,
1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010

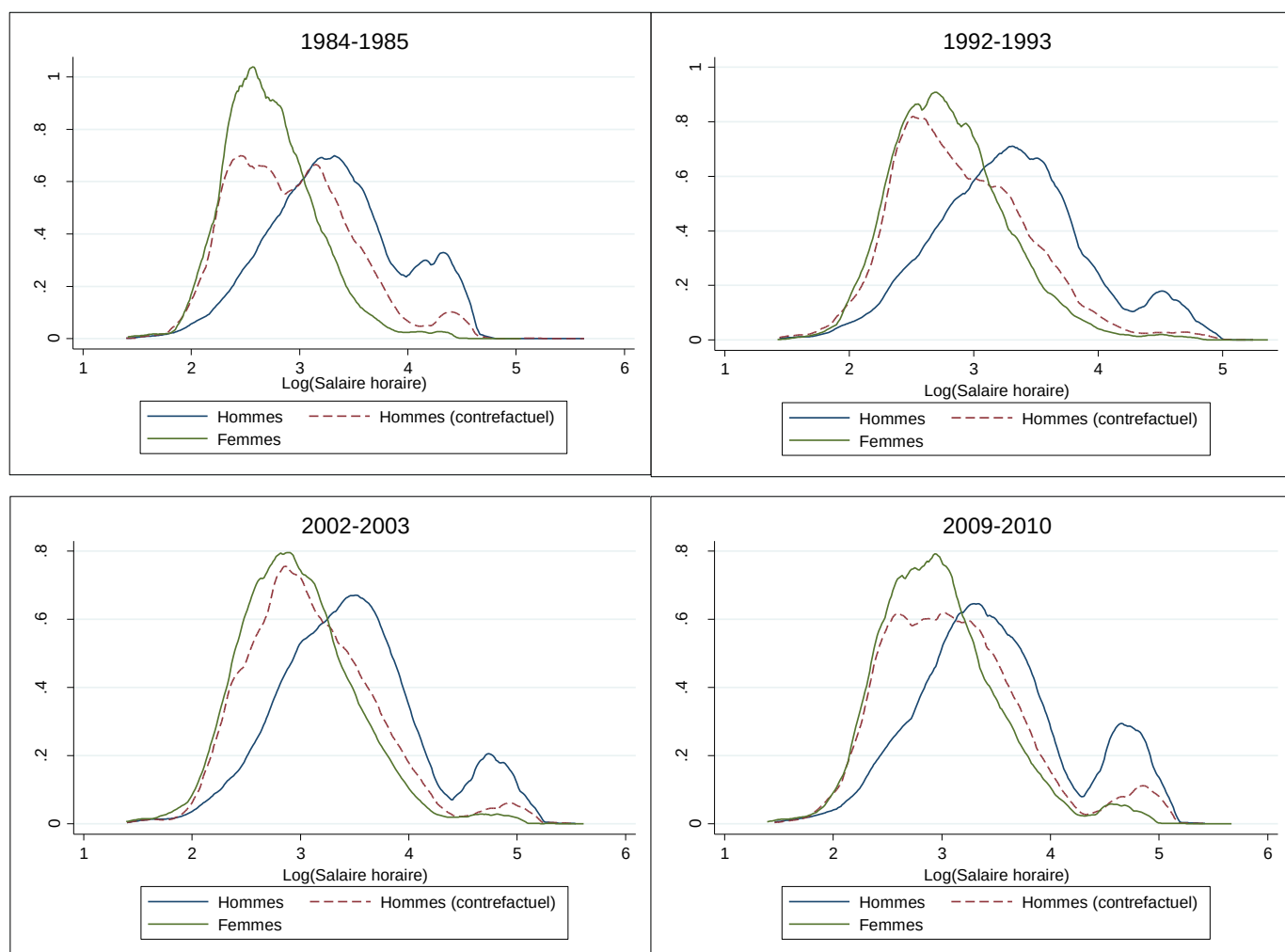


La distribution salariale des femmes est tirée vers la gauche (asymétrie positive) alors que l'inverse est observé chez les hommes (asymétrie négative). Comme nous l'avons vu antérieurement, la moyenne et la médiane des salaires sont aussi plus élevées chez les hommes que chez les femmes. En analysant les queues de distribution, nous notons qu'il existe des écarts plus importants dans les centiles élevés (queue de droite) que dans les centiles plus faibles (queue de gauche). Ces trois éléments corroborent les résultats que nous avons extraits de nos données dans la section « Analyse des données » : les hommes sont systématiquement mieux rémunérés que les femmes, et ce, particulièrement dans les quantiles supérieurs. Nous notons aussi que la proportion d'hommes dans la queue de droite est plus élevée que celle des femmes. En effet, nous notons que la distribution des hommes présente un certain saut à la queue de droite ce qui n'est pas observé pour la distribution des femmes.

La distribution contrefactuelle présente également quelques constats intéressants. En effet, celle-ci suit parfaitement la distribution salariale des femmes dans les premiers centiles, ce qui n'est pas le cas pour les derniers centiles. Ainsi, les disparités salariales dans la queue de gauche semblent à tout le moins éliminées si nous considérons la

distribution contrefactuelle et non celle des femmes. Toutefois, des écarts persistent dans les derniers centiles, les hommes y étant beaucoup plus représentés, et ce, même en considérant la distribution contrefactuelle. Même si on dénombre un plus grand nombre de femmes depuis les années 1990 qui occupent des postes de gestionnaires ou de professionnels dans le secteur financier (Cohen et al. 2009), la sous-représentativité des femmes dans la queue de droite pourrait refléter la persistance d'un effet de plafond de verre dans l'industrie financière américaine, et ce, même en tenant compte des effets de compositions. Bien entendu, le graphique nous donne une image ponctuelle de l'ensemble des observations de notre échantillon et peut noyer les gains salariaux réalisés par les femmes avec le temps. Nous avons refait le même exercice que précédemment en comparant les distributions de la figure 5.1 à travers les périodes 1983-1984, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010. La figure 5.2 présente ces distributions.

Figure 2
Fonctions de densité estimées des salaires horaires réels, par période,
1984-1985, 1993-1994, 2002-2003 et 2009-2010



Tel qu'attendu, pour chaque période, les distributions des deux sexes ont les mêmes caractéristiques que celles décrites pour l'ensemble de l'échantillon: une asymétrie positive pour les femmes et une asymétrie négative pour les hommes. Toutefois, nous notons que la distribution contrefactuelle se rapproche de plus en plus de la distribution des femmes d'une période à l'autre, et ce, principalement aux centiles inférieurs et médians. Bien que des écarts persistent en 2009-2010, la distribution contrefactuelle se colle de plus en plus à celles des femmes dans les centiles supérieurs. Étant donné ce rapprochement progressif, il est possible que le niveau des effets de compositions et/ou des effets de structures ait diminué avec le temps. De plus, en tenant compte des effets de compositions, les effets de structures semblent plus importants dans les centiles supérieurs que dans les centiles inférieurs, qu'ils proviennent de différences dans les productivités ou d'une pure discrimination sur le marché du travail envers les femmes. Pour en être convaincus, nous avons construit deux graphiques en barres présentant l'évolution temporelle des effets de compositions et des effets de structures pour différents centiles donnés et la moyenne. Les quatre couleurs relient une des quatre périodes identifiées précédemment. La figure 5.3 présente les effets de compositions et la figure 5.4 présente les effets de structures.

Figure 5.3
Effets de compositions,
1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010

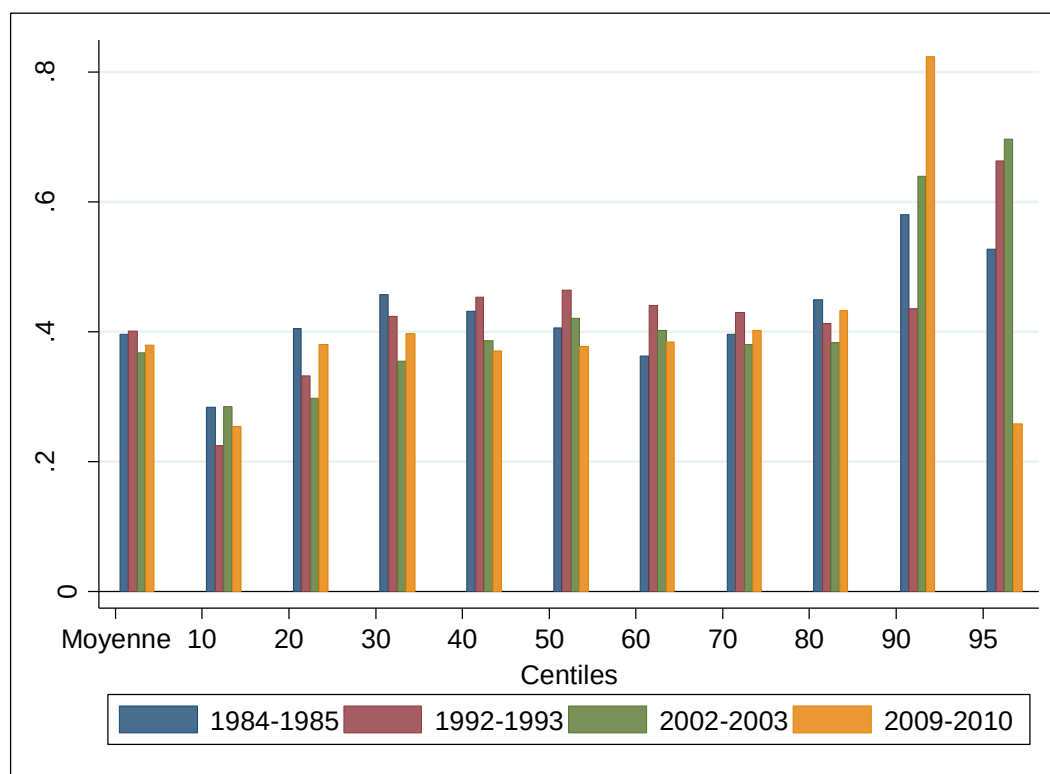
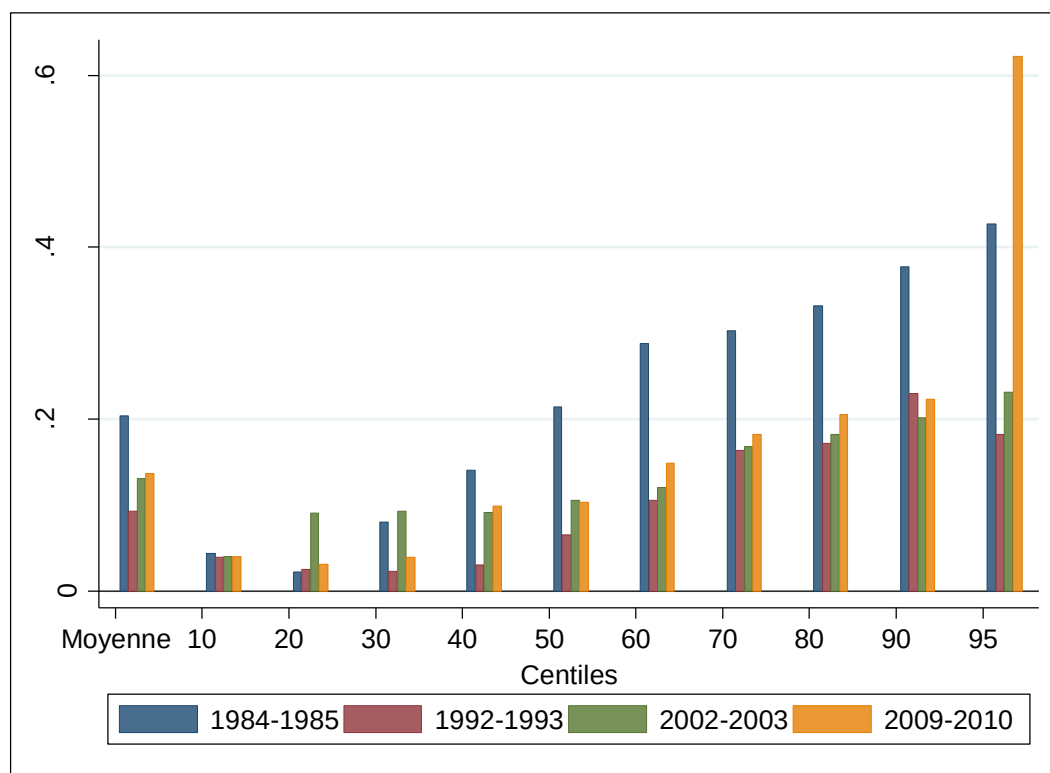


Figure 5.4
Effets de structures,
1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010



Tel qu'anticipé, nous observons effectivement une diminution des effets de structures (figure 5.4) de 1984 à 2010 sur toute la distribution (à l'exception du 95^e centile). Si nous excluons les 60^e, 70^e et 90^e centiles, les effets de compositions ont également baissé de 1984-1985 à 2009-2010 (figure 5.3). Depuis les années 1990, Blau et Kahn (2006) associent le ralentissement de la convergence salariale entre les femmes et les hommes dans l'économie américaine par une réduction moins rapide des facteurs non observables défavorables aux femmes. Pour l'industrie financière américaine, nous notons un phénomène différent puisqu'un accroissement des effets de structures (quoique petit pour certains centiles) est observé de 1992-1993 à 2009-2010 pour l'ensemble de la distribution (sauf le 90^e centile). Le niveau des effets de structures est de loin plus important dans la queue de droite de la distribution des salaires que dans la queue de gauche. Cela pourrait renforcer la conception selon laquelle les femmes seraient de nos jours victimes de discrimination salariale plus importante en haut de l'échelle salariale. Nous notons aussi une dynamique similaire du côté des effets de compositions. La baisse des effets de compositions s'est principalement réalisée entre la période 1984-1985 et 1992-1993. Cela est conforme à la littérature scientifique selon laquelle la convergence salariale observée dans les années 1980 aux États-Unis serait principalement attribuable à une amélioration continue des capacités productives (expérience de travail, par

exemple) des femmes par rapport aux hommes (O'Neil 1985; O'Neil et Polachek 1993; Polachek et Robst 2001; Blau 1998). De 1992-1993 à 2009-2010, à l'exception des 10^e, 20^e, 80^e et 90^e centiles, nous notons une baisse moins forte des effets de compositions par rapport à la période 1984-1985 et 1992-1993. Tout comme les effets de structures, l'amplitude des effets de compositions est croissante avec les centiles, ce qui est cohérent avec nos attentes. Le tableau 5.1 présente la décomposition agrégée des écarts salariaux en effets de compositions et en effets de structures et leur poids respectif⁶⁰. Puisque les salaires sont exprimés en logarithmes, les écarts doivent être interprétés en différences logarithmiques

Tableau 5.1
Décomposition agrégée des écarts salariaux entre les sexes à la moyenne et à différents déciles

	Moy.	10 ^e	20 ^e	30 ^e	40 ^e	50 ^e	60 ^e	70 ^e	80 ^e	90 ^e	95 ^e
1983-1984											
Écarts salariaux bruts	0,599	0,327	0,427	0,537	0,572	0,620	0,650	0,699	0,781	0,958	0,954
Effets de compositions	0,396 (66)	0,284 (86,7)	0,405 (94,9)	0,457 (85,1)	0,432 (75,5)	0,405 (65,4)	0,363 (55,8)	0,396 (56,7)	0,450 (57,6)	0,581 (60,6)	0,527 (55,3)
Effets de structures	0,204 (34)	0,044 (13,3)	0,022 (5,1)	0,080 (14,9)	0,140 (24,5)	0,214 (34,6)	0,288 (44,2)	0,303 (43,3)	0,332 (42,4)	0,377 (39,4)	0,427 (44,7)
1992-1993											
Écarts salariaux bruts	0,494	0,264	0,357	0,446	0,483	0,530	0,545	0,593	0,585	0,666	0,846
Effets de compositions	0,401 (81,2)	0,224 (85,1)	0,332 (93)	0,424 (94,9)	0,454 (93,8)	0,464 (87,6)	0,440 (80,7)	0,430 (72,4)	0,413 (70,6)	0,436 (65,5)	0,663 (78,4)
Effets de structures	0,093 (18,8)	0,039 (14,9)	0,025 (7)	0,023 (5,1)	0,030 (6,2)	0,065 (12,4)	0,105 (19,3)	0,163 (27,6)	0,172 (29,4)	0,230 (34,5)	0,182 (21,6)
2002-2003											
Écarts salariaux bruts	0,498	0,325	0,388	0,448	0,477	0,526	0,522	0,548	0,566	0,841	0,927
Effets de compositions	0,367 (73,7)	0,285 (87,8)	0,297 (76,6)	0,355 (79,3)	0,386 (80,8)	0,421 (79,9)	0,402 (77)	0,380 (69,4)	0,384 (67,8)	0,639 (76)	0,696 (75,1)
Effets de structures	0,131 (26,3)	0,040 (12,2)	0,091 (23,4)	0,093 (20,7)	0,091 (19,2)	0,106 (20,1)	0,120 (23)	0,168 (30,6)	0,182 (32,2)	0,201 (24)	0,231 (24,9)
2009-2010											
Écarts salariaux bruts	0,516	0,294	0,412	0,436	0,469	0,481	0,533	0,584	0,638	1,047	0,880
Effets de compositions	0,379 (73,5)	0,254 (86,4)	0,381 (92,4)	0,397 (91)	0,370 (79)	0,377 (78,5)	0,385 (72,1)	0,402 (68,8)	0,432 (67,8)	0,824 (78,7)	0,258 (29,4)
Effets de structures	0,137 (26,5)	0,040 (13,6)	0,031 (7,6)	0,039 (9)	0,098 (21)	0,103 (21,5)	0,149 (27,9)	0,182 (31,2)	0,205 (32,2)	0,223 (21,3)	0,622 (70,6)
Évolution temporelle											
Taux de croissance des écarts salariaux (en %), 1984-1985 à 2009-2010	-13,9	-10,1	-3,5	-18,8	-18,0	-22,4	-18,0	-16,5	-18,3	9,3	-7,8
Taux de croissance des écarts salariaux (en %), 1993-1994 à 2009-2010	4,5	11,4	15,4	-2,2	-2,9	-9,2	-2,2	-1,5	9,1	57,2	4,0
Proportions en pourcentage entre parenthèses											

⁶⁰ Puisque nous avons des valeurs négatives, les poids sont calculés en prenant la somme des valeurs absolues des effets de compositions et des effets de structures comme référence. Par exemple, pour le poids de l'effet de compositions, nous avons :
poids = |Effet de compositions|/[|Effet de compositions| + |Effet de structures|].

Du tableau 5.1, nous observons tout d'abord une diminution des écarts salariaux (bien que très faible) pour l'ensemble des centiles et la moyenne entre la période 1984-1985 et 2009-2010. Notons cependant que cette mesure ne prend pas en compte le poids relatif des travailleurs dans chaque centile, contrairement à la moyenne. Tout comme la figure 3.1 vue dans la section « Analyse des données », pratiquement aucun gain salarial n'a été réellement réalisé de 1992-1993 à 2009-2010 pour les femmes. Nous notons même un accroissement des écarts salariaux dans les centiles extrêmes depuis les niveaux de 1992-1993 (moyenne, 10^e, 20^e, 80^e, 90^e et 95^e centile). Par exemple, pour le 90^e centile, le retard salarial des femmes par rapport aux hommes a cru de 57,2 %, la plus importante hausse observée. Ainsi, même si les disparités salariales entre les femmes et les hommes ont quelque peu diminué entre 1984 et 2010, il semble exister des tendances propres aux périodes à l'étude, ce qui corrobore ce que nous avons vu dans notre revue de la littérature. Cette observation appuie donc l'importance de concentrer notre analyse sur chaque période et non sur l'ensemble de notre échantillon.

Étant donné le poids des effets de compositions supérieur aux effets de structures, les écarts salariaux entre les femmes et les hommes sont principalement causés par des différences entre les caractéristiques observables. Notons cependant qu'à mesure que nous nous rapprochons des centiles les plus élevés, le poids des effets de compositions dans l'écart salarial total diminue au profit des effets de structures, ce qui est conforme avec la littérature scientifique traitant de l'économie américaine. Le poids des effets de structures augmente également de 1992-1993 à 2009-2010 pour tous les centiles à l'exception du 10^e et du 90^e centile. Il est possible que cet accroissement reflète des changements organisationnels propres aux entreprises du secteur financier qui ont favorisé davantage les hommes que les femmes. Comme le soulèvent Philippon et Reshef (2012), plusieurs facteurs ont propulsé la demande de travailleurs spécialisés augmentant ainsi le salaire moyen sur le marché du travail du secteur financier. Parmi ces facteurs, la dérégulation du système financier expliquerait près de 40 % du changement structurel observé sur les salaires et le niveau d'éducation de l'industrie. La mondialisation et l'intensité grandissante des offres publiques à l'achat (ou OPA) seraient également d'autres éléments à considérer.

Limites du modèle

Les derniers résultats nous informent du portrait général des écarts salariaux entre les sexes de l'industrie financière américaine entre la période 1983-1984 et 2009-2010. La méthode de décomposition de DiNardo et al. (1996) nous renseigne sur le poids relatif des effets de compositions et des effets de structures dans l'écart salarial, mais n'explique guère la contribution des facteurs à l'origine de ce découpage. Bien que nous aurons la chance d'aborder plus en profondeur la question ultérieurement avec les régressions quantiles non conditionnelles, il convient de confronter les résultats et les

limites de ce premier modèle avec la revue de la littérature scientifique que nous avons réalisée.

Il est probable que l'amplitude des effets de structures prédits par notre modèle soit surestimée⁶¹ dans la queue de droite de la distribution salariale puisque les facteurs prémarchés (choix du programme d'étude, éducation des parents, etc.) et spécialement les formes de rémunération à la performance sont non captés dans notre estimation du poids de DiNardo et al. (1996)⁶². Avec un échantillon de travailleurs recensés dans le *National Longitudinal Survey of Youth* de 1988 à 1990, Geddes et Heywood (2003) modélisent la propension à recevoir une quelconque forme de rémunération à l'aide du modèle probit et du modèle probit à effets aléatoires⁶³. En tenant compte de la parentalité et de différentes formes d'ancienneté chez le même employeur, les auteurs démontrent que les femmes ont une probabilité positive de recevoir une rémunération à la pièce⁶⁴ et une probabilité négative de recevoir une forme de commission ou de bonus. Leur explication économique proviendrait d'une interaction déterminante entre l'ancienneté et l'attachement au marché du travail. En ce sens, les travailleurs plus éduqués ayant reçu une formation continue au sein du même employeur et dont les fonctions nécessitent entre autres un travail de supervision ont plus de chance de recevoir une commission ou un bonus. Les femmes, comme nous l'avons vu dans notre revue de la littérature, sont plus susceptibles de quitter temporairement le marché du travail ou d'occuper des postes rémunérés à la pièce, à temps partiel et exigeant une formation continue moins intensive.

Les résultats de Geddes et Heywood (2003) concordent avec ce qui est observé dans la hiérarchie salariale du monde corporatif et financier; les femmes seraient discriminées dans l'affectation des tâches dans les postes de ventes (produits financiers, par exemple) ce qui expliquerait les écarts observés dans les commissions reçues (Madden 2012). Parmi les hauts dirigeants de compagnies américaines cotées en bourse, les femmes recevraient également une compensation totale (salaire, bonus, options d'achat, etc.) inférieure à leurs collègues masculins (Yurtoglu et Zulehner 2007). Tous ces éléments renforcent ainsi l'idée selon laquelle la rémunération à la performance reçue est un facteur important dans la décomposition des écarts salariaux entre les sexes, et ce, particulièrement dans la queue de droite de la distribution salariale.

⁶¹ Comme le soulève Jann (2008), des effets de structures élevés peuvent refléter l'omission de variables pertinentes dans le modèle.

⁶² À partir de 1994, notons que les échantillons annuels du CPS MORG contiennent une variable indiquant si le travailleur a reçu une rémunération pour des heures supplémentaires, du pourboire ou une commission.

⁶³ En exploitant la structure longitudinale du NSLY, les auteurs peuvent réduire voire éliminer le problème d'auto-sélection, c'est-à-dire le fait que le choix de rémunération à la performance ne soit pas déterminé de façon aléatoire.

⁶⁴ Une rémunération proportionnelle à la production du salarié.

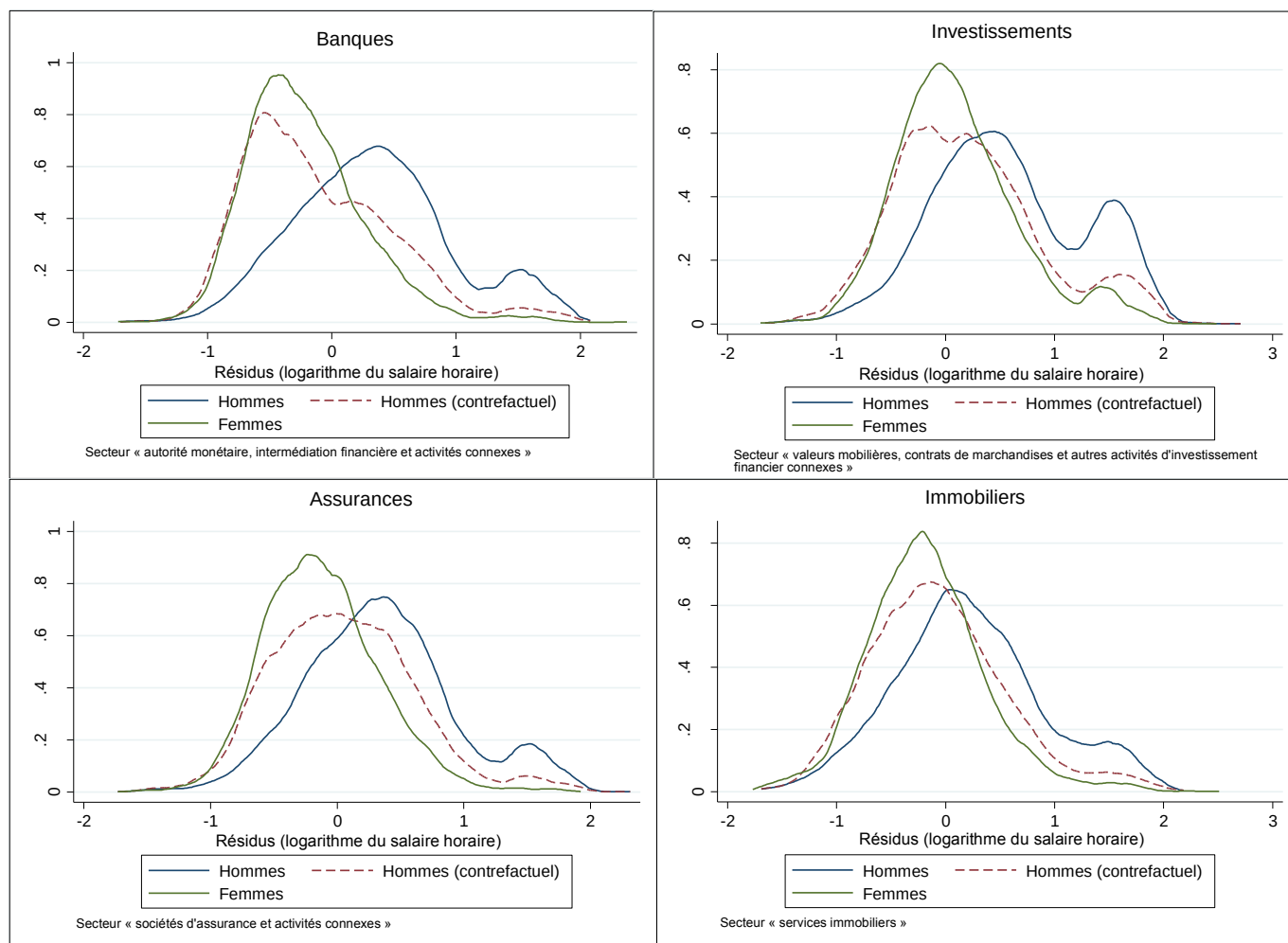
Afin d'approfondir notre approche, nous avons retravaillé le cadre d'analyse de la méthode de DiNardo et al. (1996) utilisé précédemment afin d'incorporer la variable du CPS MORG indiquant si le travailleur a reçu une rémunération pour des heures supplémentaires, du pourboire ou une commission. Puisque cette variable est disponible seulement à partir de l'année 1994, nous avons réestimé les fonctions de densité des salaires horaires réels avec la méthode du noyau pour les périodes 2002-2003 et 2009-2010. Ces périodes ont été sélectionnées dans le but d'avoir le même ensemble de variables explicatives utilisées précédemment dans l'estimation du poids $\Psi(X)$. Ainsi, nous avons estimé lesdites densités par la méthode du noyau en incluant et en excluant la variable reliée à la rémunération à la performance. Aucune différence entre ces deux spécifications n'est cependant notée. Ce résultat, bien qu'il puisse s'avérer contre-intuitif, peut être la conséquence d'une mesure plus ou moins fiable de la rémunération à la performance disponible dans notre base de données. En ce sens, celle-ci englobe trois types de rémunérations à la performance⁶⁵, ce qui dilue l'information s'y rattachant, et n'indique en rien le montant reçu, la proportion dans la rémunération totale ou depuis combien de temps la compensation est perçue par le travailleur.

Sous-secteurs financiers

À la vue des conclusions de la section « Analyse des données », les sous-secteurs financiers présentent quelques différences, notamment sur le plan des écarts salariaux entre les sexes (tableau 3.1). Il devient donc pertinent d'élargir notre analyse en traitant également des sous-secteurs. Notons que nous supposons que la structure des salaires est la même pour tous les sous-secteurs à l'étude. Autrement dit, ce sont les mêmes variables explicatives identifiées antérieurement qui déterminent les salaires des travailleurs (conditionnels au sexe) dans les sous-secteurs financiers. Cette hypothèse est raisonnable, puisque nous comparons ultimement des sous-secteurs relativement homogènes sur le plan structurel et de la main-d'œuvre et non des industries dissemblables telles que l'industrie forestière (cols bleus) et l'industrie financière (cols blancs), par exemple. La figure 5.5 présentée à la page suivante compare les fonctions de densité des salaires des femmes (en vert), des hommes (en bleu) et du groupe contrefactuel (pointillé rouge) estimées par la méthode du noyau pour chaque sous-secteur financier.

⁶⁵ Cette mesure exclut en plus les bonus et la rémunération à la pièce, des formes de rémunération à performance très communes dans le secteur financier pour des postes de gestionnaires ou de vendeurs.

Figure 5.5
Fonctions de densité estimées des salaires horaires nets des effets temporels,
banques, investissements, assurances et immobiliers



À première vue, les distributions salariales des femmes et des hommes présentent les mêmes caractéristiques que celles de l'ensemble de l'industrie financière américaine. En effet, la distribution des femmes possède une asymétrie positive alors que celle des hommes dispose d'une asymétrie négative. Les distributions contrefactuelles de chaque sous-secteur ont également plusieurs ressemblances entre elles et celle l'industrie financière totale. Nous observons que la distribution contrefactuelle se rapproche énormément de la distribution des femmes dans la queue de gauche ce qui n'est point le cas dans la queue de droite. Il est encore probable que des effets de structures importants existent parmi les hauts placés de l'échelle salariale. Sur la base de la distribution contrefactuelle, les hommes demeurent toujours disproportionnellement surreprésentés dans les centiles supérieurs, et ce, pour tous les sous-secteurs financiers. Cela présente ainsi l'évidence qu'il existe dans chaque sous-secteur des facteurs non expliqués

empêchant les femmes d'atteindre les postes en haut de l'échelle salariale (effet de plafond de verre) majoritairement occupés par les hommes. Le cas le plus apparent est celui du sous-secteur *investissements* où la distribution contrefactuelle demeure beaucoup plus superposée à la distribution des femmes dans la queue de droite que dans les autres sous-secteurs.

Nous avons également présenté sous forme de graphiques en barres l'évolution temporelle des effets de compositions et des effets de structures. L'idée ici est de confirmer si nos dernières conclusions sur l'ensemble de l'industrie financière américaine sont également généralisables pour les sous-secteurs financiers. Le graphique 1 de la section « Graphiques » présente les effets de compositions et les effets de structures à travers nos quatre périodes et quatre sous-secteurs. En général, nous notons des dynamiques similaires entre l'industrie financière totale et chaque sous-secteur : des effets de compositions et des effets de structures plus faibles en 2009-2010 qu'ils l'étaient en 1984-1985. Les tendances observées depuis 1992-1993 sont quelque peu divergentes d'un sous-secteur à l'autre. Les sous-secteurs « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » et « valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes » ont connu un accroissement fort important des effets de structures depuis 1992, ce qui est plus ou moins observé pour les autres sous-secteurs. Il est possible que les effets de structures de ces sous-secteurs captent une portion plus importante des mécanismes non observés de la demande et de l'offre de travail qui répartissent de façon relativement non homogène la distribution des occupations des femmes et des hommes dans ce sous-secteur. En effet, comme nous l'avons observé dans la section « Analyse des données », les femmes sont disproportionnellement sous-représentées dans les catégories d'occupations les mieux rémunérées telles que « gestion, affaires et professions financières » et « ventes et occupations reliées » et fortement représentées dans la catégorie d'emploi « personnel de bureau et soutien administratif », la moins payante. Les résultats dépendent néanmoins fortement de la position sur la distribution salariale, et ce, peu importe le sous-secteur à l'étude. À la demande, le lecteur peut également consulter les tableaux (similaires au tableau 5.1) des quatre sous-secteurs financiers présentant les valeurs respectives des effets de compositions et des effets de structures pour chaque centile et chaque période.

À la lumière des écarts salariaux hétérogènes entre les quatre sous-secteurs financiers que nous avons calculés dans la section « Analyse des données », il est possible que le choix de travailler dans l'un des quatre sous-secteurs financiers soit non aléatoire. En effet, les caractéristiques non observables qui déterminent les salaires et celles qui déterminent simultanément le sous-secteur financier dans lequel les individus travaillent pourraient s'avérer corrélées. Le biais de sélection pourrait donc s'étendre au choix de sous-secteur financier et non uniquement à celui de travailler ou non dans l'industrie

financière américaine. Si tel est le cas, cette relation pourrait affecter négativement la qualité des estimateurs de nos modèles de régression. Cependant, les derniers résultats démontrent que la dynamique des effets de compositions et des effets de structures observée dans chaque sous-secteur ressemble relativement à celle de l'ensemble de l'industrie financière. La méthode de correction d'Heckman pour un choix dichotomique nous apparaît suffisante. Pour les lecteurs intéressés, Bourguignon et al. (2007) présentent une excellente revue de la littérature sur les différents modèles de correction du biais de sélection pour des choix multinomiaux.

Résultats des modèles de régression : analyse des rendements

La présente sous-section porte sur l'analyse des coefficients estimés des régressions par moindres carrés ordinaires (la moyenne) et des régressions quantiles non conditionnelles (les centiles). Ces coefficients, lesquels s'avèrent les rendements des dotations des travailleurs, seront comparés entre les femmes et les hommes sur les périodes 1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010. L'idée ici est d'évaluer les différences de productivité entre les groupes à l'étude à travers le temps afin de mieux apprécier la décomposition des écarts salariaux qui suivra après cette section.

Rendements moyens : résultats des régressions par moindres carrés ordinaires

Le tableau 6 de la section « Tableaux » présente les résultats des régressions par moindres carrés ordinaires par sexe et par période. Chaque coefficient représente le rendement moyen réalisé pour un type de dotation donné (une des variables du tableau 4.2). Les résultats avec et sans l'inverse du ratio de Mill sont inclus dans ledit tableau 6.

Tout d'abord, à l'exception des hommes en 2002-2003, tous les coefficients de l'inverse du ratio de Mill (la variable *lambda*) sont négatifs et statistiquement significatifs. Nous avons donc suffisamment d'évidence statistique pour rejeter l'hypothèse selon laquelle les individus choisissent aléatoirement le secteur financier comme secteur d'emploi. Puisque la probabilité d'œuvrer dans le secteur financier est inversement reliée à l'inverse du ratio de Mill, le coefficient négatif de la variable *lambda* indique que les individus ayant une forte probabilité de travailler dans le secteur financier gagnent un salaire plus élevé conditionnellement à leur embauche. En plus d'observer une plus forte proportion de femmes dans l'industrie financière et un écart salarial massivement à l'avantage des hommes (tableau 3.4 de la section « Analyse des données »), le coefficient de l'inverse du ratio de Mill est systématiquement plus élevé en valeur absolue pour les femmes (excepté en 1984-1985 et 1992-1993). Cela suggère la présence implicite de mécanismes probablement différents à travers les sexes qui dictent la sélection non aléatoire observée sur le marché du travail du secteur financier. Ce

faisant, si les salaires étaient ajustés en fonction du biais de sélection identifié, les femmes gagneraient un salaire supérieur à celui observé sur le marché. Les écarts salariaux seraient donc en moyenne moins élevés.

Le signe négatif du coefficient de la variable *lambda* indique également une covariance négative entre le terme d'erreur de l'équation d'Heckman et celui de l'équation du logarithme du salaire horaire réel. Ainsi, les caractéristiques observables influençant le salaire réduiraient en moyenne la probabilité de travailler dans l'industrie financière. Cela pourrait sembler contre-intuitif puisque les mêmes facteurs pouvant accroître le salaire d'un individu seraient également ceux pouvant réduire ses chances de travailler dans le secteur financier. En suivant la pensée de Nicaise (2001), il est possible de trouver une explication dans la relation hypothétique entourant le salaire d'acceptation⁶⁶ (ou *reservation wage* en anglais) et le salaire offert par l'employeur. Toute chose étant égale par ailleurs, les employeurs du secteur financier pourraient en moyenne offrir un emploi aux individus plus disposés à travailler pour un salaire inférieur, soit les individus ayant un salaire d'acceptation plus faible. Ainsi, pour des caractéristiques observables identiques, les individus ayant les plus fortes probabilités d'être embauchés seraient également les individus les moins bien rémunérés sur le marché du travail. Ces mêmes personnes pourraient s'avérer des femmes en ce qui nous concerne.

Notons que les coefficients des spécifications ayant et n'ayant pas l'inverse du ratio de Mill comme variables explicatives restent relativement de même amplitude. Seuls les coefficients des variables *secondaire*, *colledepartiel*, *college* et *metropolitaine* ont des amplitudes relativement différentes, celles-ci étant fortement corrélées avec l'inverse du ratio de Mill selon le test du R^2 réalisé antérieurement. Notons que les coefficients des variables explicatives de notre modèle demeurent généralement statistiquement significatifs d'une spécification à une autre malgré la forte multicollinéarité identifiée. Pour des fins de robustesse, nous avons réalisé des tests de Wald ajustés afin de déterminer si les coefficients des spécifications ayant et n'ayant pas l'inverse du ratio de Mill comme variables indépendantes sont conjointement différents l'un de l'autre sur le plan statistique⁶⁷. Ce test, notamment employé par Kassenböhmer et Sinning (2010) pour les mêmes objectifs, utilise les coefficients estimés par la méthode SUR (ou *seemingly unrelated regressions* en anglais) conçue par Zellner (1962). Ce test exploite les corrélations entre les résidus des deux spécifications qui nous concernent. En nous référant à la dernière ligne du tableau 6 de la section « Tableaux », nous pouvons rejeter, à la fois pour les femmes et les hommes, l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients des deux spécifications sont statistiquement égaux. Cela démontre que la

⁶⁶ Dans la littérature scientifique, le salaire d'acceptation est le salaire minimum auquel un individu est prêt à travailler.

⁶⁷ Ce test exclut la constante de régression.

correction du biais de sélection affecte l'amplitude des autres coefficients des variables explicatives de notre modèle. Notons cependant que ces différences, quoique statistiquement significatives, restent pour la plupart économiquement marginales. Finalement, nous avons réalisé des tests de Wald afin d'évaluer le niveau de significativité conjoint de différentes catégories de variables (expérience, éducation, cycles économiques, géographie, caractéristiques d'emploi, sous-secteurs financiers et occupations). Les deux spécifications (avec et sans l'inverse du ratio de Mill) sont prises en compte. Tous les groupements sont sans exception statistiquement significatifs. Les résultats de ces tests sont disponibles dans le tableau 7 de la section « Tableaux ».

Sur la base du tableau 6 de la section « Tableaux », nous notons en premier lieu des différences de rendements assez importantes entre les femmes et les hommes. Cela est particulièrement le cas pour l'expérience de travail et le niveau de scolarité, les hommes ayant des rendements moyens systématiquement plus élevés que les femmes à travers les périodes⁶⁸. Notons cependant que les rendements moyens des femmes pour chaque groupe d'expérience ont crû plus rapidement que ceux des hommes depuis 1984. Ensuite, les femmes sont constamment défavorisées par rapport aux hommes lorsqu'on compare les rendements des caractéristiques d'emplois. Deux exemples frappants peuvent illustrer ces propos. Le travail à temps partiel est davantage dévalorisé sur le plan salarial chez les femmes que chez les hommes. Un tout autre constat est observé pour les emplois non rémunérés à l'heure, alors que ce type de rémunération avantage plus les hommes que les femmes. Fait aussi intéressant, les emplois syndiqués améliorent en moyenne les salaires des femmes, ce qui est complètement l'inverse pour les hommes, les coefficients étant pour la plupart négatifs et/ou statistiquement non significatifs. Cette divergence reflète en quelque sorte le traitement défavorable du milieu d'emploi non syndical à l'égard des femmes dans le secteur. Tout au plus, cela pourrait traduire les différences entre les femmes et les hommes dans le processus de sélection des emplois : les hommes (femmes) syndiqués dans le secteur financier étant négativement (positivement) sélectionnés. Les femmes plus qualifiées que leurs consœurs pourraient avoir une préférence plus marquée pour la protection syndicale que les hommes, la convention collective restreignant les actions discrétionnaires de l'employeur. La syndicalisation, déjà très peu observable et en décroissance depuis 1984 dans le secteur financier, pourrait réduire les écarts salariaux entre les sexes dans l'industrie si elle était plus présente.

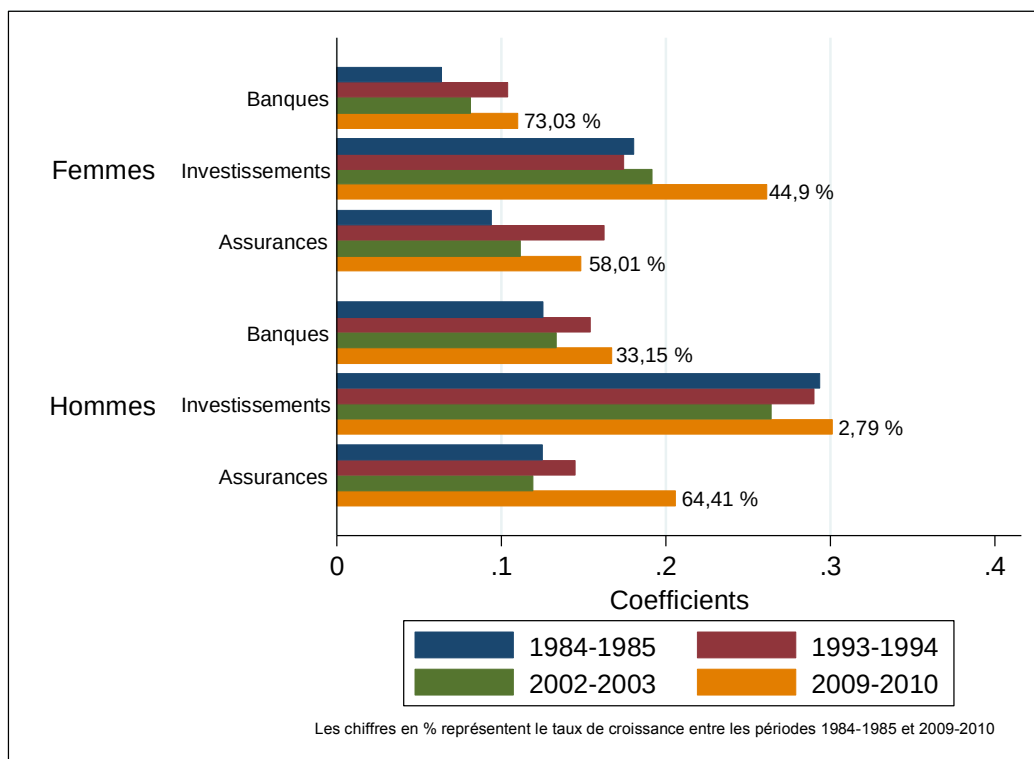
En poursuivant, le fait de ne pas travailler dans le sous-secteur des services immobiliers est avantageux sur le plan salarial pour les deux groupes à en juger les coefficients positifs des variables reliées aux sous-secteurs financiers. Cette prime sectorielle semble cependant mal répartie entre les sexes, comme le suggèrent les

⁶⁸ En rappel, le coefficients d'une variable binaire doit être interprété ici comme étant le rendement moyen relatif au groupe de référence (la constante de régression).

coefficients des variables *banques*, *investissements* et *assurances* systématiquement plus élevés chez les hommes que chez les femmes. Du côté des occupations, les rendements des catégories d'occupations « gestion, affaires et professions financières », « professionnels et occupations reliées » et « ventes et occupations reliées » divergent entre les sexes et ne présentent pas de tendances distinctes à travers les périodes. Seule la variable *gestion* offre un rendement salarial constamment plus élevé chez les hommes. Notons finalement qu'une contraction du marché du travail ne semble pas avoir un effet significatif sur les femmes et les hommes, le coefficient relié au taux de chômage étant statistiquement significatif uniquement pour la période 1984-1985.

Les derniers paragraphes nous renseignent que les hommes ont des rendements plus élevés que les femmes en général. Nous relevons également que les rendements moyens des femmes et des hommes n'ont pas évolué de la même façon depuis la période 1984-1985. Cela est particulièrement le cas pour les rendements moyens liés aux sous-secteurs financiers et aux occupations. La figure 5.6 ci-dessous présente l'évolution des rendements moyens des femmes et des hommes liés à chaque sous-secteur financier.⁶⁹

Figure 5.6⁷⁰
Rendements moyens liés aux sous-secteurs financiers, par sexe et par période



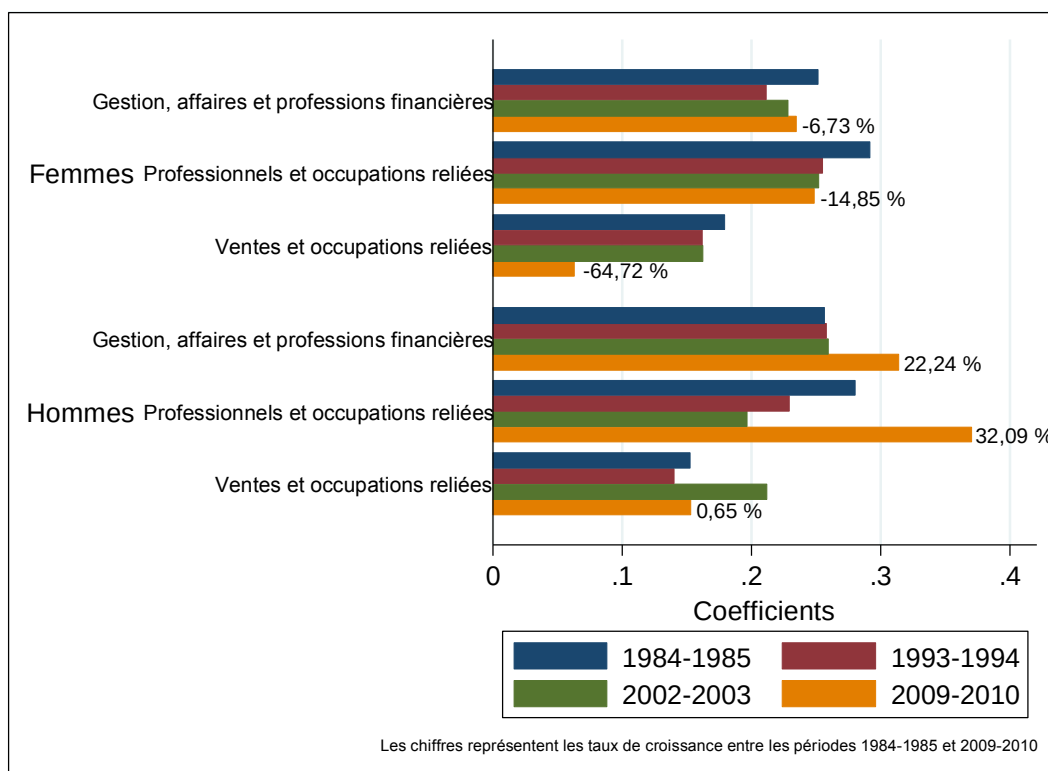
⁶⁹ Les rendements s'interprètent comme étant la prime salariale moyenne reçue par rapport au sous-secteur *immobiliers*.

⁷⁰ Pour les figures 5.6 et 5.7, les coefficients utilisés proviennent des estimations par MCO excluant l'inverse du ratio de Mill. Les conclusions demeurent les mêmes avec et sans la correction d'Heckman.

Force est de constater que les rendements moyens des femmes ont crû plus rapidement chez les femmes que chez les hommes de 1984-1985 à 2009-2010. La seule exception provient du secteur « sociétés d'assurance et activités connexes ». Néanmoins, même avec de tels gains productifs, la concentration des femmes dans ces secteurs est restée pratiquement inchangée de 1984-1985 à 2009-2010, ce qui démontre la part importante des effets de compositions dans l'écart salarial entre les sexes dans l'industrie financière américaine.

L'un des éléments les plus révélateurs repose aussi dans la distribution des rendements moyens des occupations à travers les périodes. La figure 5.7 reprend les mêmes prémisses de la figure 5.6 en présentant les rendements moyens des occupations d'emploi de 1984-1985 à 2009-2010⁷¹.

Figure 5.7
Rendements moyens liés aux occupations, par sexe et par période



Sur la base du graphique, les primes occupationnelles des femmes et des hommes ont cru de manière totalement opposée depuis les 30 dernières années. De 1984-1985 à 2009-2010, les primes salariales liées aux occupations « gestion, affaires et professions financières », « professionnels et occupations reliées » ainsi que « ventes et occupations

⁷¹ Les rendements s'interprètent comme étant la prime salariale moyenne reçue par rapport à l'occupation *support*.

reliées » ont augmenté pour les hommes alors qu'ils ont tous diminué pour les femmes. Bien qu'il ne s'agisse pas d'un effet causal, il est probable que l'accroissement des rendements moyens des femmes œuvrant dans les occupations de la catégorie « personnel de bureau et soutien administratif » coïncide avec la forte proportion de femmes dans ces postes. Il faut également rappeler que cette catégorie d'occupations offre les salaires les plus faibles dans notre échantillon. Même si le degré de ségrégation dans les occupations entre les sexes a diminué depuis 1970 aux États-Unis (Blau et Kahn 2000)⁷², il est important de bien distinguer si ce phénomène reflète une discrimination allocative au sens de Petersen et Morgan (1995)⁷³ ou d'une autosélection des femmes dans différents types d'occupations traditionnellement plus féminines.

Rendements par centiles : résultats des régressions quantiles non conditionnelles

Nous consacrerons notre analyse uniquement aux 10^e, 50^e et 90^e centiles. La décomposition détaillée des écarts salariaux à ces centiles est suffisante pour avoir une idée adéquate des différences entre les distributions salariales de nos groupes à l'étude. Les prochaines conclusions proviennent du tableau 8 de la section « Tableaux ». En raison du nombre important de régressions à analyser, nous porterons notre attention uniquement aux résultats les plus révélateurs. Ceux-ci nous permettront de poser un regard plus complet sur les écarts salariaux entre les sexes qui persistent depuis le début des années 1990 dans l'industrie financière américaine. De plus, pour des fins de robustesse, nous avons réalisé des tests d'inférence à l'aide de la statistique de Wald sur plusieurs regroupements des variables explicatives de notre modèle économétrique. Il s'agit ici des mêmes tests que ceux réalisés dans le tableau 7 de la section « Tableaux ». Notons que ces tests sont en général concluants. Le lecteur est invité à consulter le tableau 9 de la section « Tableaux » pour de plus amples informations. Comme nous l'avons vu antérieurement, l'évolution des écarts salariaux entre les femmes et les hommes n'a pas été identique le long de la distribution salariale. Les prochains résultats expliquent en partie ce phénomène.

Tout d'abord, les coefficients liés à l'inverse du ratio de Mill démontrent une dynamique relativement différente de celle des spécifications des rendements moyens. En effet, la correction d'Heckman est requise pour les hommes principalement dans les deux premières périodes, alors qu'elle est pour les femmes de façon relativement homogène le

⁷² En nous référant au tableau 3.4 de la section « Analyse des données », nous notons un accroissement de la proportion de femmes dans les occupations « gestion, affaires et professions financières », fortement composées d'hommes. Cette tendance concorde avec un des résultats de l'article de Cohen et al. (2009) selon lequel les secteurs bancaires, de l'assurance et de l'immobilier auraient connu une forte augmentation de femmes occupant des postes de gestionnaire dans les années 1980 et 1990.

⁷³ Selon les auteurs, une discrimination allocative survient lorsqu'il y a discrimination à travers l'accès à des occupations et/ou des établissements d'emplois.

long de la distribution salariale pour l'ensemble de nos périodes. Bien qu'elle ne soit pas une véritable évidence en soit, cette différence appuie l'hypothèse selon laquelle les femmes seraient plus disposées à choisir de façon non aléatoire le secteur financier comme secteur d'emploi, faute d'une appréhension face au degré de discrimination à l'égard des femmes sur le marché du travail ou d'un salaire d'acceptation plus faible. Néanmoins, il devient difficile de poser une interprétation économique complète à ce résultat puisqu'aucune tendance claire sur le degré de significativité des coefficients liés à l'inverse du ratio de Mill n'est observable à travers les centiles. Ce résultat semble tributaire à la période à l'étude, ce qui peut sous-entendre l'existence de facteurs explicatifs non captés dans notre modèle économétrique.

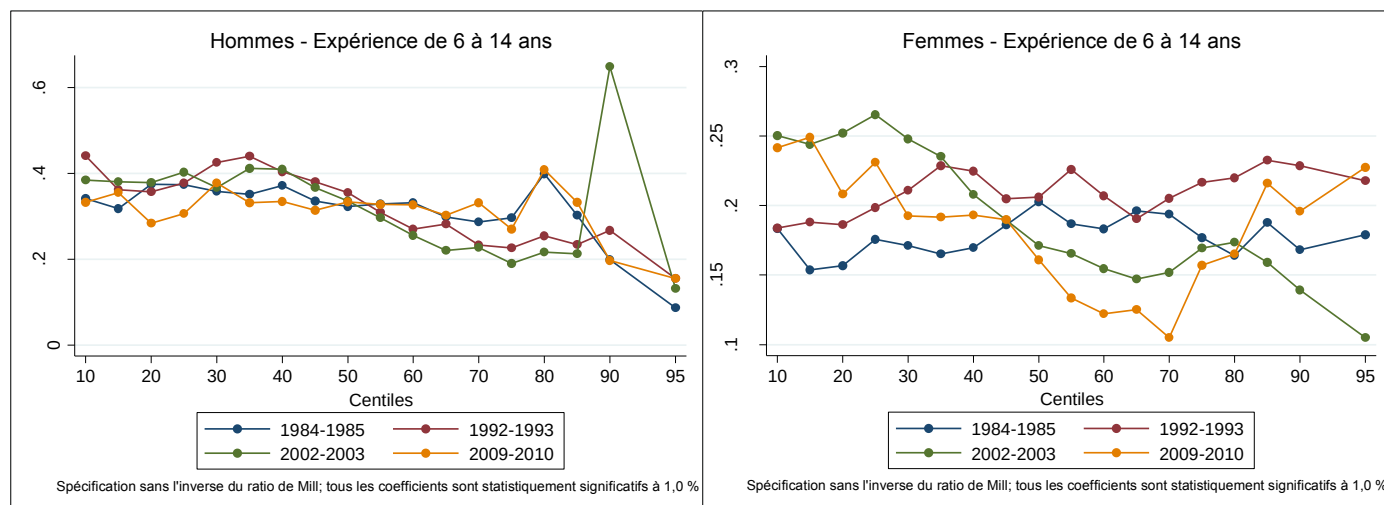
En général, nos résultats démontrent que les rendements de la plupart des facteurs explicatifs de notre modèle ne sont pas uniformes le long de la distribution salariale, et ce, autant pour les femmes que les hommes. De toute évidence, l'expérience potentielle a un effet important et statistiquement significatif sur le salaire des deux sexes. Cependant, les hommes disposent systématiquement de rendements liés à l'expérience supérieurs à ceux des femmes, et ce, pour l'ensemble de la distribution salariale et des périodes. Ce résultat pourrait révéler qu'une partie du phénomène puisqu'il est reconnu que les types d'expérience jouent un rôle crucial dans les différences salariales entre les sexes (Wellington 1993; Lynch 1992). La figure 5.8 présentée à la page suivante nous informe des rendements de l'expérience potentielle (6 à 14 ans, 16 à 24 ans, 25 à 34 ans et 35 ans et plus) évalués à différents centiles (10^e à 95^e) des salaires pour les quatre périodes qui nous concernent. Chaque courbe correspond à une période et chaque point représente le coefficient d'intérêt à un centile donné.

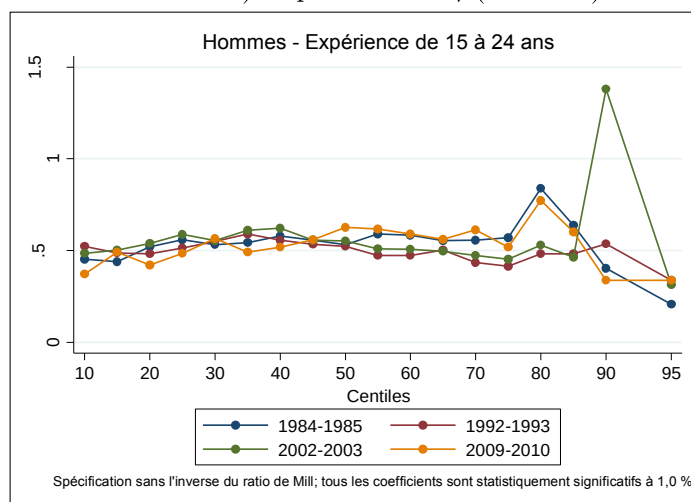
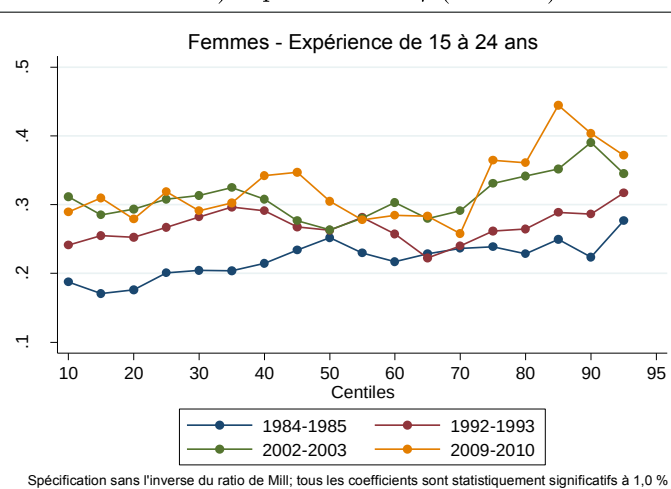
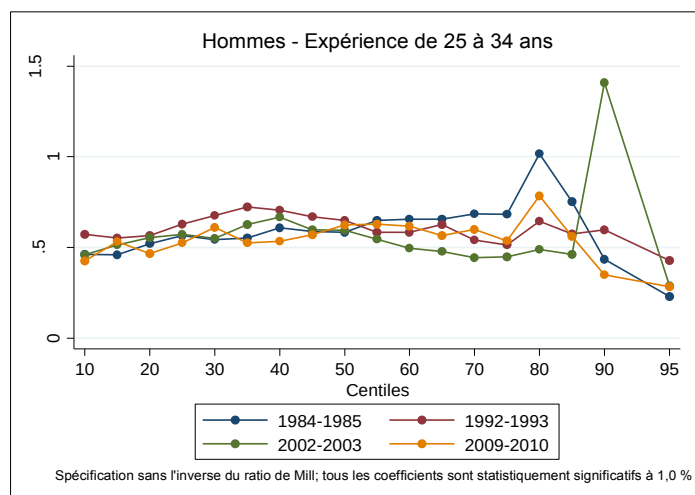
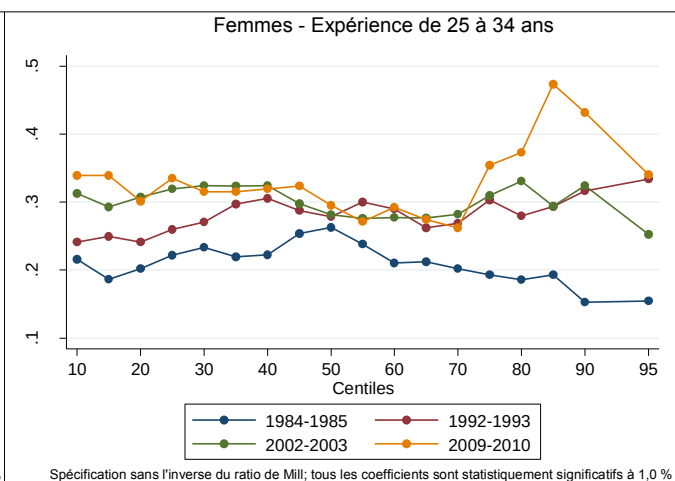
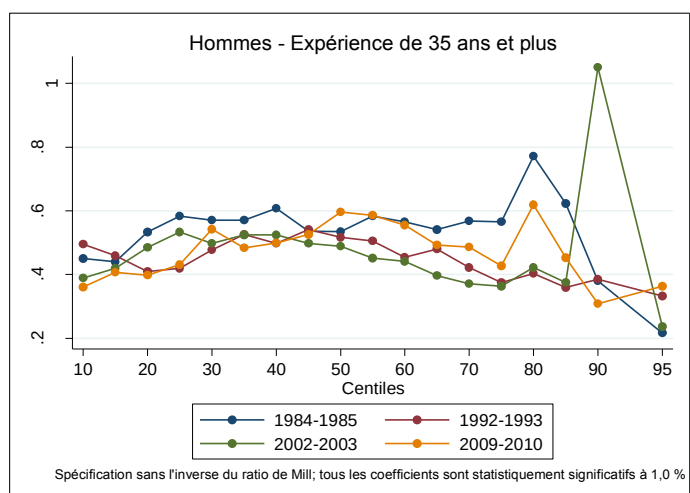
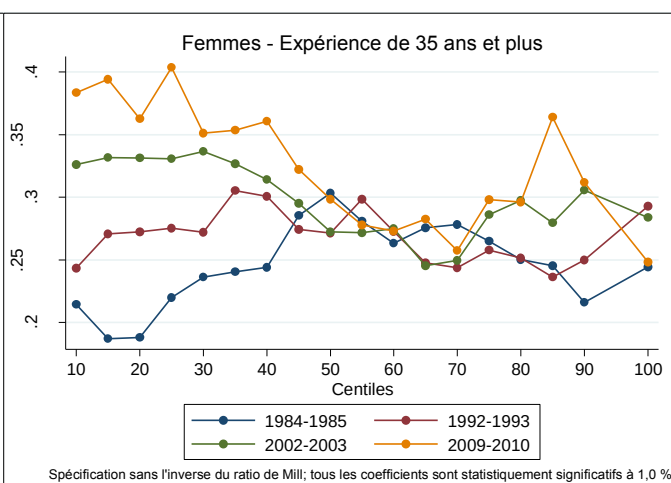
Figure 5.8

Évolution des rendements de l'expérience potentielle, par sexe, par période et par centile

i) *Experience614* (hommes)

ii) *Experience614* (femmes)

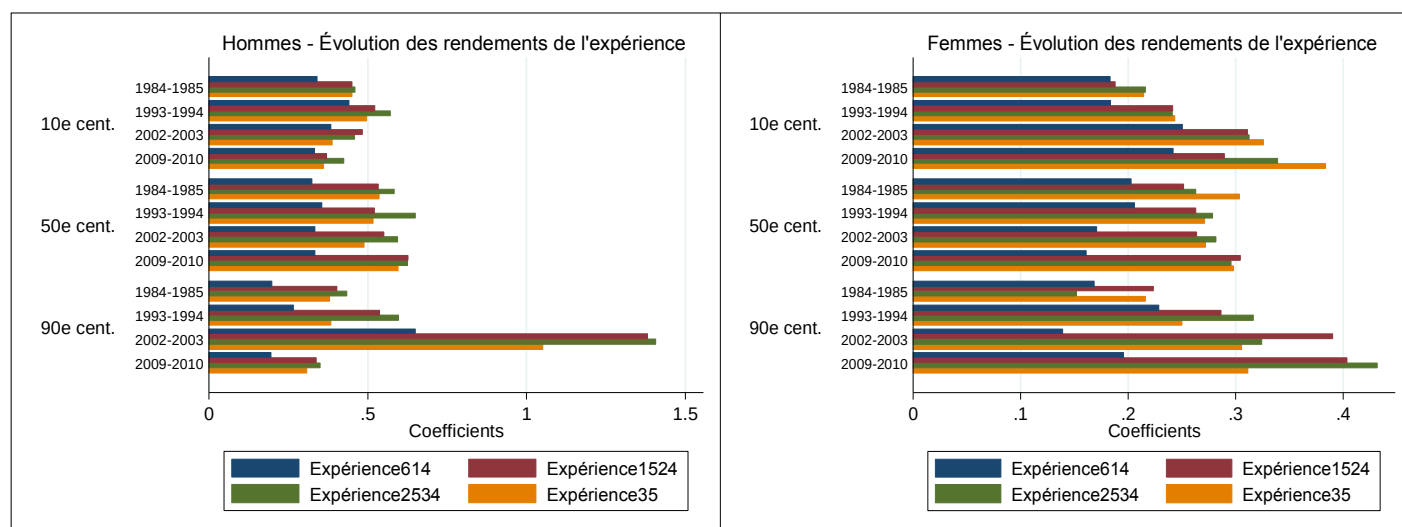


iii) *Experience1524* (hommes)iv) *Experience1524* (femmes)v) *Experience2534* (hommes)vi) *Experience2534* (femmes)vii) *Experience35* (hommes)viii) *Experience35* (femmes)

À première vue, nous notons que les rendements de l'expérience potentielle sur le salaire des femmes sont fortement volatiles à travers le temps. Cette variance n'est pas nécessairement garante d'une amélioration puisque plusieurs coefficients affichent des niveaux plus faibles en 2009-2010 qu'en 1984-1985 (le rendement de l'expérience de 6 à 14 ans en est un exemple). Cette volatilité pourrait être le reflet de plusieurs facteurs non observables dans notre modèle, qu'ils proviennent du côté de la demande et/ou de l'offre de travail. Par exemple, comme le soulignent O'Neil et Polachek (1993) et Polachek et Robst (2001), un flot important de jeunes travailleuses inexpérimentées a intégré le marché du travail dans les années 1970. Cette même cohorte, dans les années 1980, aurait grandement contribué à réduire les écarts salariaux entre les sexes, celle-ci ayant dorénavant des niveaux d'expérience de travail se rapprochant à ceux des hommes. Les auteurs baptisent d'ailleurs ce phénomène « effet de cohorte ». Bien qu'il soit question de rendements et non de dotations ici, il est bien probable que l'effet de cohorte n'ait pas été uniforme le long de la distribution salariale des femmes, à en juger la volatilité importante des coefficients à travers les périodes et les centiles tel que discuté précédemment. Des effets de structures propres à l'industrie financière sont peut-être en cause. Quant aux hommes, excepté le groupe de travailleurs ayant 6 à 14 ans d'expérience, l'effet de l'expérience sur le salaire semble relativement insensible à la position du travailleur dans la distribution salariale, et ce, pour toutes les périodes.

La figure 5.9 ci-dessous présente les coefficients des différents groupes d'expérience par période et par centile pour les hommes (à gauche) et les femmes (à droite). Il s'agit ici des 10^e, 50^e et 90^e centiles. À noter que chaque coefficient est statistiquement significatif à une erreur de première espèce de 1,0 %.

Figure 5.9
Rendements des différents groupes d'expérience potentielle,
par sexe, par période, 10^e, 50^e et 90^e centile



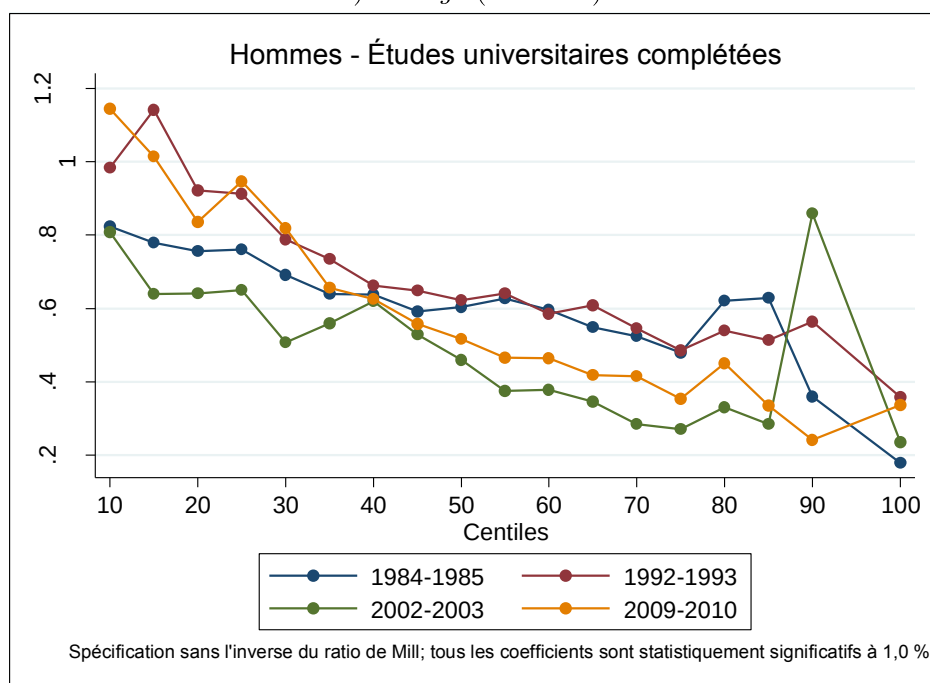
De la figure 5.9, nous voyons clairement que les variations temporelles des rendements de l'expérience divergent selon le sexe. Chez les hommes, au 90^e centile des salaires, tous les niveaux d'expérience présentent des rendements qui ont diminué de 1984-1985 à 2009-2010 et de 1992-1993 à 2009-2010. Du côté des femmes positionnées sur le même centile des salaires, les rendements liés à l'expérience ont augmenté dans les deux périodes (à l'exception de la catégorie d'expérience de 6 à 14 ans). Sachant que l'expérience potentielle détermine fortement les salaires, il est surprenant que les écarts salariaux au 90^e centile aient augmenté de 9,3 % de 1984-1985 à 2009-2010 alors que les rendements de l'expérience des femmes se sont accrus durant cette période. Il est possible que le type d'expérience acquis joue un rôle important dans le précédent résultat.

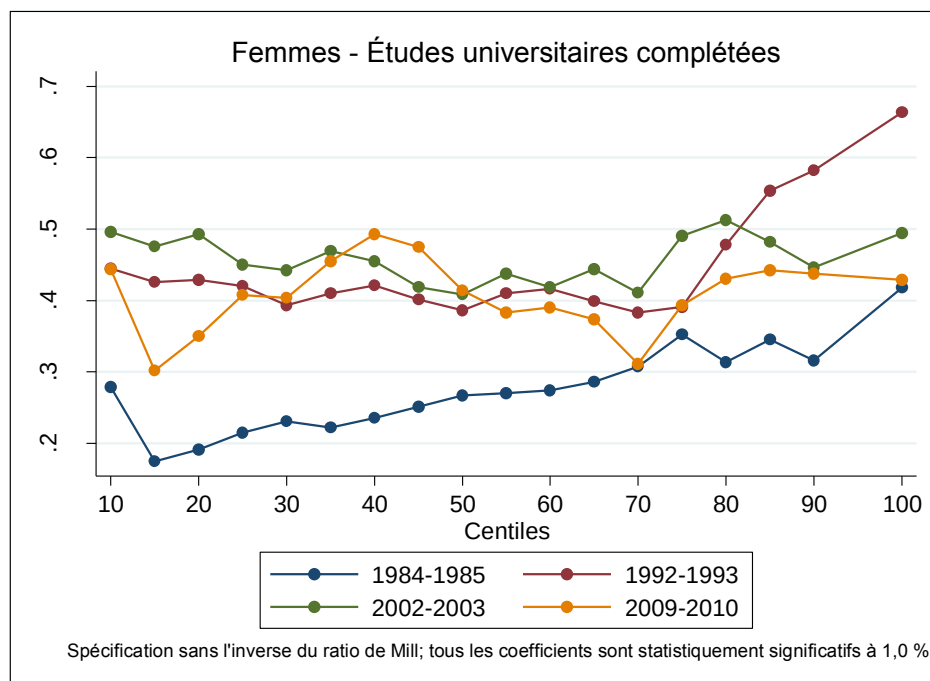
L'éducation est également un autre facteur explicatif qui possède un effet important sur le salaire. Les hommes ont des rendements liés à l'éducation constamment plus élevés que les femmes sur l'ensemble de la distribution salariale et les périodes (voir tableau 8 de la section « Tableaux »). Les rendements d'un diplôme secondaire et d'un diplôme universitaire non complété seraient d'ailleurs décroissants pour les deux sexes à mesure que l'on avance dans la queue de droite de la distribution salariale. La figure 5.10 présente les rendements de la variable *college* des femmes et des hommes à différents centiles pour chaque période à l'étude. Celle-ci reprend les mêmes bases que la figure 5.9.

Figure 5.10

Évolution des rendements d'un diplôme universitaire, par sexe, par période et par centile

i) *College* (hommes)



ii) *College* (femmes)

Nous observons clairement deux tendances relativement distinctes à travers les sexes : le rendement d'un diplôme universitaire chez les femmes est positif et croissant avec les centiles alors que celui des hommes est positif et décroissant avec les centiles. Pour les deux sexes, les rendements de la variable *college* sont aussi systématiquement plus faibles en 2009-2010 que ceux estimés en 1992-1993, et ce, à partir du 50^e centile.

Les résultats liés au taux de chômage ne nous permettent pas de valider la cyclicité des écarts salariaux entre les sexes. D'une part, les coefficients du taux de chômage sont statistiquement significatifs en majorité dans la période 1984-1985, ce qui est plus ou moins le cas dans les périodes subséquentes. D'autre part, puisque nos périodes à l'étude contiennent seulement deux années, la méthodologie utilisée ne nous permet pas de tester parfaitement la cyclicité des écarts salariaux dans son ensemble. Pour corriger le tir, nous avons appliqué la méthode des régressions quantiles non conditionnelles au modèle de Biddle et Hamermesh (2013) retravaillé dans la section « Analyse des données ». La spécification du modèle (variables explicatives, ajustement des écarts-types, etc.) demeure la même, seule la méthode d'estimation change ici. Notre estimation a été réalisée sur les 10^e, 30^e, 50^e, 70^e et 90^e centiles des salaires. Le tableau 5.2 disponible à la page suivante présente les résultats de nos estimations⁷⁴.

⁷⁴ Nous avons écarté de notre analyse le salaire hebdomadaire puisque nos résultats antérieurs n'ont démontré pratiquement aucune différence entre cette mesure et le salaire horaire. Les tests de Wald testent si les trois variables du tableau 5.2 sont conjointement statistiquement significatives.

Tableau 5.2
Estimation des coefficients reliés au sexe, au taux de chômage et à leur
interaction à différents centiles

1983 - 2010										
	10 ^e centile		30 ^e centile		50 ^e centile		70 ^e centile		90 ^e centile	
Homme	0,006 (0,009)	0,006 (0,009)	0,077* (0,009)	0,076* (0,009)	0,192* (0,1)	0,191* (0,01)	0,356* (0,014)	0,356* (0,014)	0,381* (0,027)	0,384* (0,028)
Taux de chômage	-0,011* (0,001)	-0,008* (0,001)	-0,010* (0,001)	-0,010* (0,001)	-0,006* (0,001)	-0,007* (0,0009)	-0,0004 (0,001)	-0,004* (0,001)	-0,0001 (0,002)	0,003** (0,001)
Interaction	0,004* (0,001)	0,004* (0,001)	0,004* (0,001)	0,004* (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,005* (0,002)	-0,005* (0,002)	0,007*** (0,004)	0,007 (0,004)
Effets fixes temporels	X		X		X		X		X	
Test de Wald (stat.)	46,79*	46,93*	334,53*	350,44*	906,24*	912,01*	1320,19*	1320,22*	752,66*	762,46*
1983 - 1997										
Homme	-0,006 (0,013)	-0,003 (0,013)	0,049* (0,012)	0,051* (0,012)	0,203* (0,014)	0,204* (0,014)	0,413 (0,019)	0,414* (0,019)	0,629* (0,04)	0,639* (0,04)
Taux de chômage	-0,009* (0,001)	-0,006* (0,001)	-0,012* (0,001)	-0,012* (0,001)	-0,006* (0,001)	-0,006* (0,001)	0,0001 (0,001)	0,0001 (0,001)	0,007* (0,002)	0,005* (0,001)
Interaction	0,005* (0,0019)	0,005* (0,0019)	0,008* (0,001)	0,007* (0,001)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,008* (0,002)	-0,008* (0,002)	-0,015* (0,005)	-0,016* (0,006)
Effets fixes temporels	X		X		X		X		X	
Test de Wald (stat.)	26,63*	23,52*	221,93*	232,44*	606,02*	607,86*	996,93*	997,58*	634,23*	643,12*
1998 - 2010										
Homme	0,053* (0,015)	0,054* (0,015)	0,128* (0,014)	0,131* (0,014)	0,19* (0,015)	0,193* (0,015)	0,268* (0,02)	0,271* (0,02)	0,179* (0,037)	0,181* (0,037)
Taux de chômage	-0,011* (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,006** (0,002)	0,0001 (0,001)	-0,007* (0,002)	-0,002 (0,001)	-0,009* (0,003)	-0,003*** (0,001)	-0,014* (0,005)	-0,002 (0,002)
Interaction	-0,004 (0,002)	-0,004 (0,002)	-0,005** (0,002)	-0,006* (0,002)	-0,0008 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,003 (0,003)	0,002 (0,003)	0,031* (0,006)	0,031* (0,006)
Effets fixes temporels	X		X		X		X		X	
Test de Wald (stat.)	18,15*	15,16*	112,81*	111,15*	304,52*	303,36*	454,02*	452,46*	260,19*	261,93*
Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation										
*Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, *** Significatif à 10 %										

Tout comme les effets moyens estimés dans la section « Analyse des données », les coefficients liés au taux de chômage et au terme d'interaction possèdent tous une faible amplitude, ce qui, encore une fois, demeure cohérent avec la théorie sur la rigidité des salaires. En rappel, une relation contre-cyclique (procyclique) est identifiée si le coefficient du terme d'interaction est positif (négatif) et statistiquement significatif. Comme anticipés, les effets du taux de chômage ne sont pas uniformes le long de la distribution salariale. Si nous considérons la période 1983-2010, il semble y exister une relation contre-cyclique dans les premiers et troisièmes déciles de la distribution des salaires à en juger les coefficients positifs et statistiquement significatifs des termes

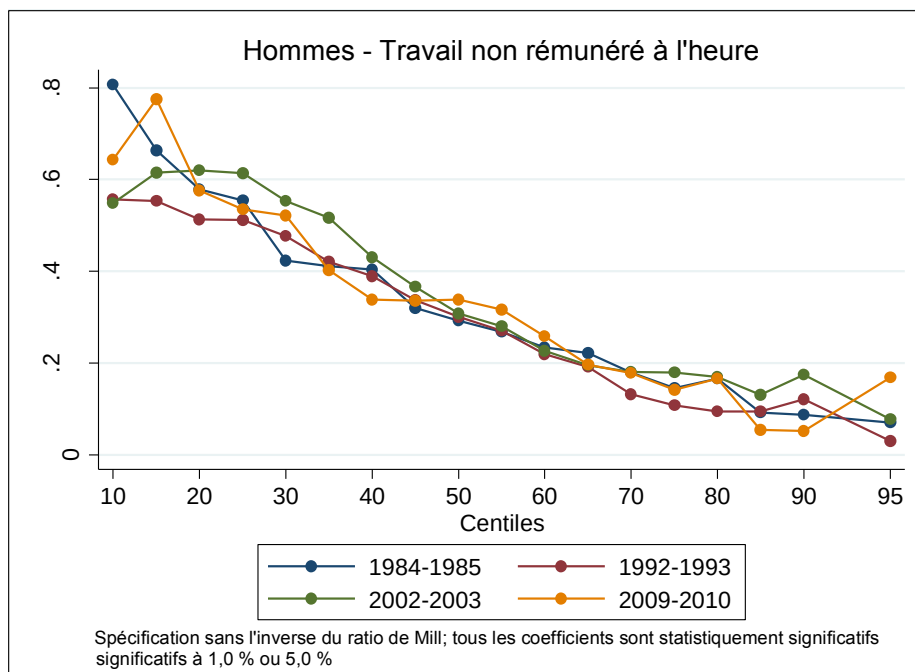
d'interaction. Cette relation est plus ou moins claire à mesure que l'on se transporte vers la queue de droite de la distribution salariale, le coefficient du terme d'interaction étant négatif et statistiquement significatif pour le 70^e centile et positif et statistiquement non significatif pour le 90^e centile (la spécification sans les effets fixes temporels). Si nous scindons notre échantillon en deux périodes, soient les périodes 1983-1997 et 1998-2010, quelques éléments importants sont observés. Pour la période 1983-1997, nous notons une relation contre-cyclique et statistiquement significative dans la queue de gauche de la distribution salariale, alors qu'une relation procyclique est observée dans la queue de droite. La période 1998-2010 affiche une tout autre dynamique; une relation procyclique dans la queue de gauche (30^e centile) et une relation contre-cyclique dans la queue de droite (90^e centile) sont identifiées. Le changement de garde observé entre les deux périodes appuie en quelque sorte la difficulté grandissante des femmes à faire leur place en haut de l'échelle salariale. N'empêche, en raison de la faible amplitude des coefficients liés au taux de chômage et au terme d'interaction, ces résultats ne peuvent à première vue expliquer à eux seuls les importants écarts salariaux entre les sexes dans l'industrie financière américaine.

Pour revenir au tableau 8 de la section « Tableaux », les coefficients liés aux caractéristiques d'emploi renferment des résultats intéressants. Tout d'abord, le marché du travail du secteur financier semble valoriser différemment le travail non rémunéré à l'heure (variable *heure*) selon la position du travailleur sur la distribution salariale et son sexe. La figure 5.1, affichée à la page suivante, présente les rendements du travail non rémunéré à l'heure par rapport au travail salarié à différents centiles et pour chaque période. À en juger ce graphique, les rendements du travail non rémunéré à l'heure sont décroissants avec les centiles chez les hommes et suivent une courbe en forme cloche chez les femmes. Il semble plus profitable pour les femmes situées loin des queues de distribution d'occuper des emplois non rémunérés à l'heure dans le secteur financier.

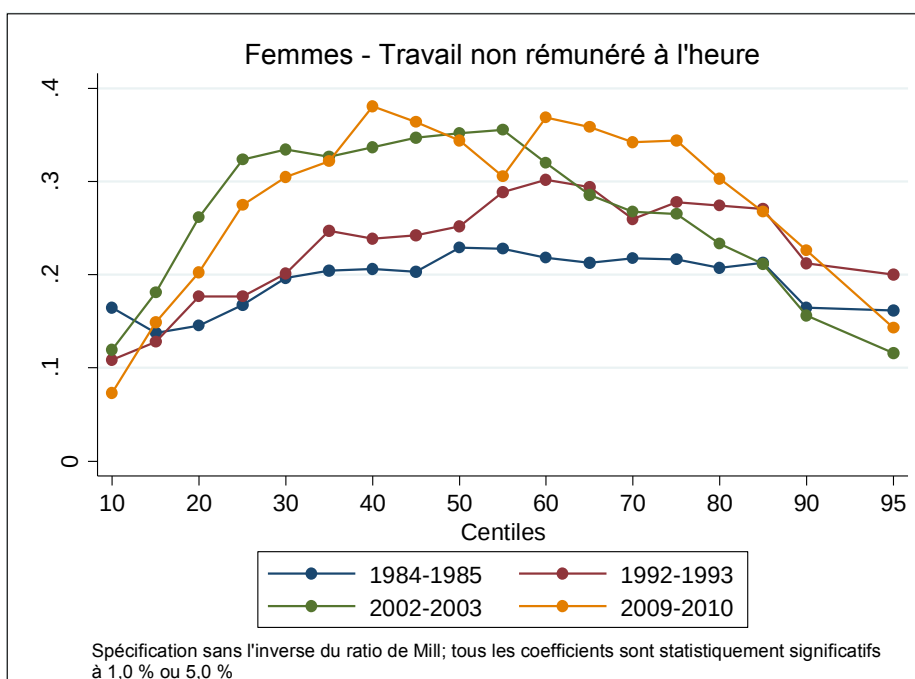
Figure 5.11

Évolution des rendements du travail non rémunéré à l'heure, par sexe, par période et par centile

i) *Heure* (hommes)



ii) *Heure* (femmes)



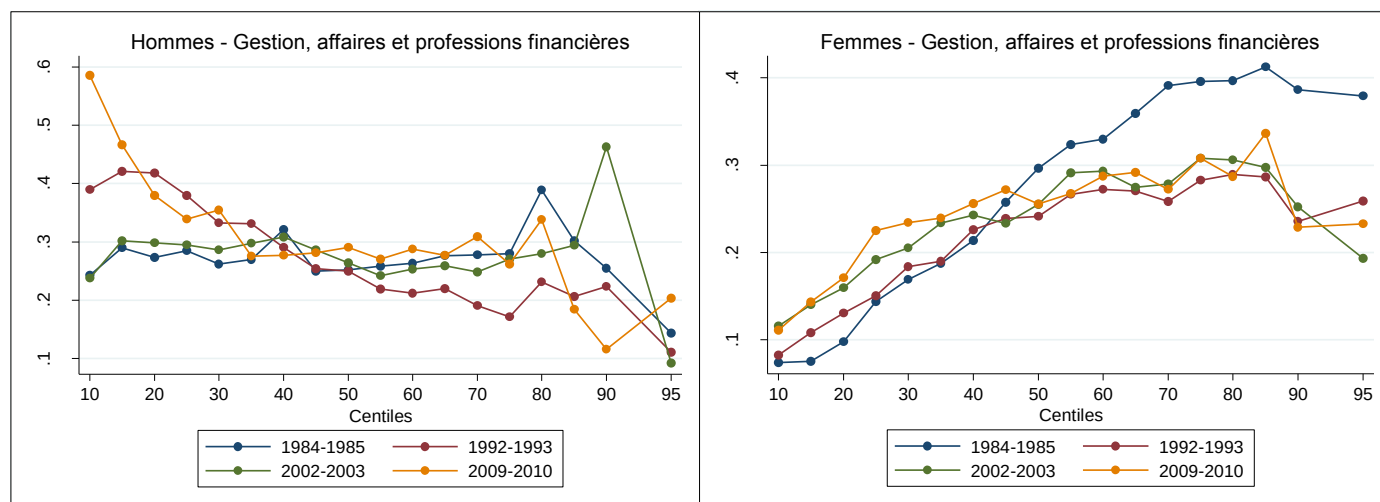
Les coefficients reliés aux occupations reflètent la prédominance des femmes dans la catégorie d'emploi « personnel de bureau et soutien administratif », la moins bien rémunérée. Bien qu'ils ne soient pas tous statistiquement significatifs à travers les périodes et les centiles, ces coefficients sont croissants avec les centiles et dépassent parfois ceux des hommes, comme le démontre la figure 5.12. Il apparaît clair que les femmes ont davantage intérêt à occuper un emploi autre que celui de la catégorie « personnel de bureau et soutien administratif » à mesure qu'elle se rapproche de la queue de droite de la distribution des salaires. Pour les hommes, il semble y exister une tendance descendante pour chaque occupation, quoiqu'elle demeure plus ou moins claire pour la catégorie « ventes et occupations reliées ». Notons finalement l'existence d'une plus grande volatilité dans les coefficients situés aux centiles supérieurs, et ce, pour les deux sexes. Il est probable que notre modèle ne capte pas entièrement tous les facteurs de rémunération des travailleurs propres à ces centiles.

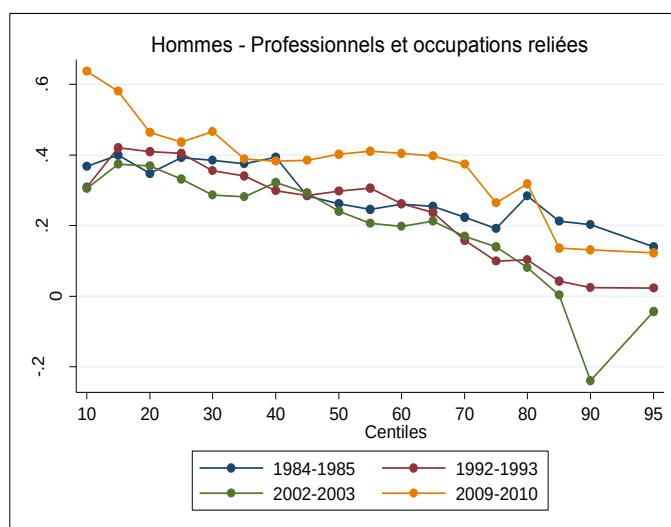
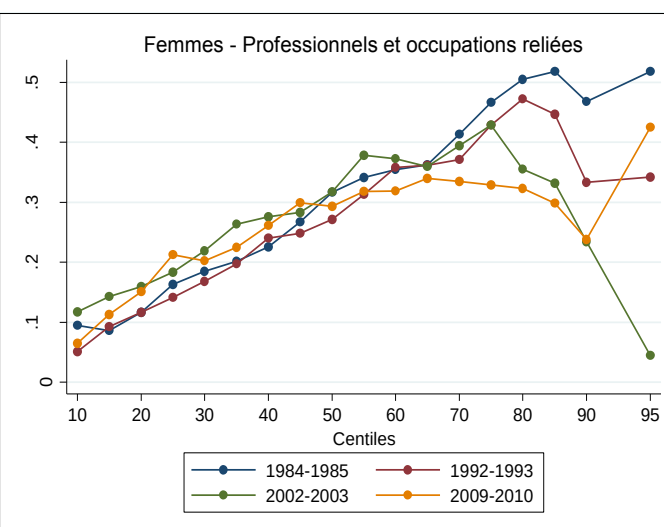
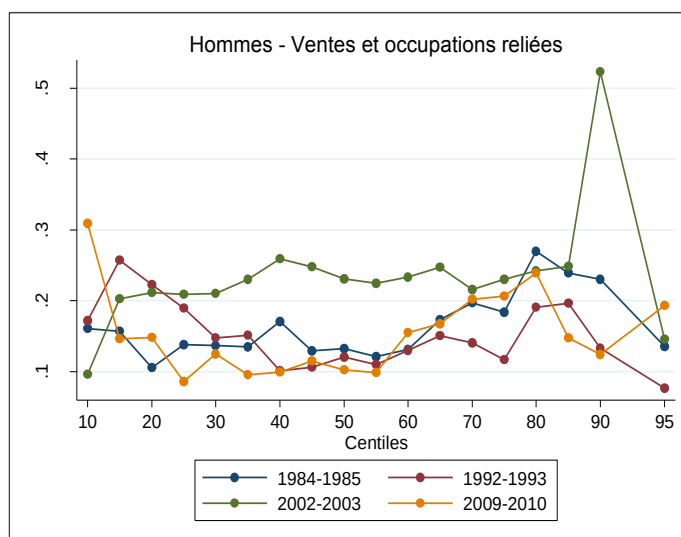
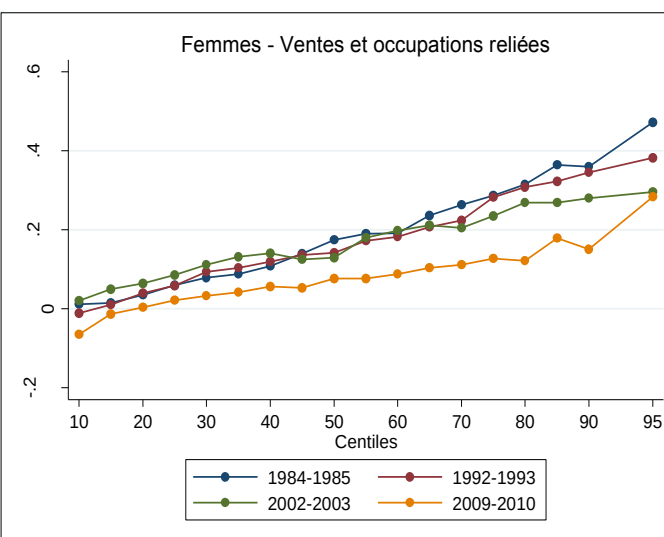
Figure 5.12

Évolution des rendements liés aux catégories d'occupations, par sexe, par période et par centile

i) *Gestion* (hommes)

ii) *Gestion* (femmes)



iii) *Professionnel* (hommes)iv) *Professionnel* (femmes)v) *Ventes* (hommes)vi) *Ventes* (femmes)

En somme, les capacités productives sont plus valorisées que celles des femmes sur la majeure partie de la distribution des salaires et des périodes dans l'industrie financière américaine. Ce constat renforce l'idée selon laquelle les écarts salariaux entre les sexes sont tout aussi causés par des effets de structures que par des effets de compositions. Nous aurons la chance dans la prochaine section d'évaluer la contribution individuelle de chaque variable explicative de notre modèle sur ces deux effets. Pour les plus intéressés, nous avons également produit les graphiques des rendements des variables explicatives non discutées dans cette sous-section. Ces graphiques sont disponibles sur demande.

Résultats de la décomposition détaillée d'Oaxaca-Blinder

Bien qu'ils n'expliquent pas en soit l'évolution des effets de compositions et des effets de structures à travers le temps, les coefficients de nos modèles de régression démontrent sans équivoque que le marché du travail valorise davantage les capacités productives des hommes que celles des femmes. En suivant le cadre d'analyse de la décomposition détaillée d'Oaxaca-Blinder, nous concluons ici notre recherche en ciblant les facteurs à l'origine des effets de compositions et des effets de structures dans l'industrie financière américaine. Nous traiterons des écarts salariaux moyens ainsi que des écarts salariaux sur les 10^e, 50^e et 90^e centiles des salaires. Pour simplifier notre analyse, nous avons rassemblé nos variables explicatives en sept regroupements : l'expérience, l'éducation, les cycles économiques, la géographie, les caractéristiques d'emploi, les sous-secteurs financiers et les occupations. Nous guiderons notre analyse en mesurant l'effet combiné des variables de chaque regroupement sur les effets de compositions et les effets de structures. Le tableau 5.3 ci-dessous présente les variables explicatives qui composent lesdits regroupements. De plus, comme un biais de sélection semble exister à la fois chez les femmes et chez les hommes, nous traiterons uniquement des spécifications ayant l'inverse du ratio de Mill. Notons malgré tout que les résultats restent à tout le moins similaires d'une spécification à l'autre.

Tableau 5.3
Regroupements des variables explicatives de la décomposition détaillée d'Oaxaca-Blinder

Regroupements	Variables
Expérience	<i>Experience614; Experience1524; Experience2534; Experience35</i>
Éducation	<i>Secondaire; Collegepartiel; College</i>
Cycles économiques ⁷⁵	<i>Tauxchomage</i>
Géographie	<i>Metropolitain; Nordest; Centreouest; Ouest</i>
Caractéristiques d'emploi	<i>Heure; Public; Syndicat; Surtravail; Tempspartiel</i>
Sous-secteurs financiers	<i>Banques; Investissements; Assurances</i>
Occupations	<i>Gestion; Professionnel; Ventes</i>

Décomposition détaillée des écarts salariaux moyens entre les sexes

Le tableau 5.4 de la page suivante, lequel regroupe les effets de compositions et les effets de structures des regroupements des variables du tableau 5.3, servira de fil conducteur pour cette première sous-section. Au besoin, nous ferons également référence au tableau 10 de la section « Tableaux », ce dernier contenant la contribution individuelle de chaque variable explicative aux effets de compositions et aux effets de structures. Ce tableau contient également les résultats de la spécification incluant et excluant l'inverse du ratio de Mill. Chaque effet doit être interprété en termes

⁷⁵ Comme nous avons assumé dans notre recherche que les cycles économiques affectent les écarts salariaux à travers les variations du taux de chômage, nous écartons la variable *loggdpfinance* de la catégorie « cycles économiques ». Cette dernière servira ainsi de variable de contrôle.

logarithmiques, c'est-à-dire en points de log. Pour appuyer l'interprétation des résultats, nous traduirons également le résultat logarithmique en pourcentage en utilisant sa réciproque, soit sa forme exponentielle. Cet effet sera présenté entre parenthèses.

Tableau 5.4
Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes, moyenne

	1984-1985		1992-1993		2002-2003		2009-2010	
	Écart total = 0,59		Écart total = 0,49		Écart total = 0,49		Écart total = 0,51	
	EC	ES	EC	ES	EC	ES	EC	ES
Total	0,3856*	0,2729*	0,3949*	0,2817*	0,3854*	0,2007*	0,3946*	0,1707*
Expérience	0,0542*	0,1121*	0,0337*	0,0783*	0,0011	0,0695*	0,0066	0,0863*
Éducation	0,1078*	0,1122**	0,1193*	-0,0141	0,1224*	0,0752	0,1193*	0,2493*
Cycles économiques	0,0022	0,0098	0,0000	-0,0404	0,0003	0,0238	0,0009	-0,0539
Loggdpfinance	-0,0021	-0,1465***	-0,0032***	0,0028	0,0062**	0,1801***	0,0058**	-0,0491
Géographie	-0,0007	0,0009	0,0006	-0,1221*	0,0134**	-0,1092*	0,0093	0,0061
Caract. d'emploi	0,0944*	0,0672	0,1162*	-0,0541	0,1136*	0,0634	0,1156*	0,0660
Sous-secteurs financiers	0,0001	0,1039*	0,0134*	0,0526*	0,0207*	0,0410	0,0183*	0,0845*
Occupations	0,0988*	0,0005	0,0814*	0,0145***	0,0815*	0,0151	0,0810*	0,0522*
Constante	-	0,1175	-	2,0570*	-	-0,7575	-	-2,7461*
Lambda	0,0288	-0,0906	0,0332	-1,7067*	0,0259	0,6021	0,0375	2,4603*
Marge d'erreur	0,0130	-0,0693**	0,0063	-0,1890*	-0,0180	-0,0698*	-0,0158	-0,0339***
EC = Effets de compositions; ES = Effets de structures Écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation *Significatif à 1,0 %; **Significatif à 5,0 %; ***Significatif à 10,0 %; Les effets fixes temporels ne sont pas présentés								

Marges d'erreur des modèles

Tout d'abord, force est de constater que les marges d'erreur des effets de structures sont relativement élevées et statistiquement significatives. Par exemple, pour l'année 1992-1993, celle-ci se situe à -0,1890 point, soit près de 67 % la valeur de l'effet de structures en valeur absolue. Un examen plus approfondi du tableau 10 de la section « Tableau » nous renseigne que l'amplitude des marges d'erreur des effets de structures est fortement attribuable à l'inverse du ratio de Mill. Les spécifications sans la correction d'Heckman présentent des marges d'erreur beaucoup plus faibles, quoique toujours statistiquement significatives et élevées en proportion de l'effet de structures. Il est possible que l'écart salarial moyen reflète les fortes différences entre les distributions des salaires des femmes et des hommes, ce qui, pour un échantillon fini, peut engendrer des problèmes d'estimation dans le poids de DiNardo et al. (1996). En effet, comme le soulève Kline (2011), même si la condition de support commun est respectée, le poids de DiNardo et al. (1996) reste vulnérable à des problèmes de spécification dans le modèle probit, que ce soit en raison du choix des variables explicatives, d'une pondération disproportionnée sur des données aberrantes, d'une distribution des variables explicatives différente d'un sexe à l'autre, etc. Firpo et al. (2010) soulignent également l'importance de travailler avec des groupes dont les distributions salariales possèdent sensiblement le

même domaine d'existence afin de bien estimer le poids en question. Comme nous l'avons vu antérieurement, l'industrie financière américaine présente très peu de femmes en haut de la distribution salariale des hommes et très peu d'hommes en bas de la distribution salariale des femmes. Avec un poids incorrectement estimé, l'espérance conditionnelle estimée pour décomposer les écarts salariaux peut s'avérer en réalité non linéaire⁷⁶, ce qui peut engendrer des marges d'erreur relativement significatives (Firpo et al. 2010). Dans notre cas, plusieurs essais ont été réalisés afin de minimiser les marges d'erreur de la décomposition d'Oaxaca-Blinder : estimation du poids de DiNardo et al. (1996) sans l'extension à deux dimensions; sélection plus arbitraire des variables explicatives du modèle probit; omission de l'ajustement effectué pour améliorer la qualité prédictive du modèle probit tel qu'appliqué dans l'article de DiNardo et al. (1996), etc. Néanmoins, notre modèle, en plus de rester cohérent sur le plan économique et concordant avec la littérature scientifique, demeure celui engendrant les erreurs de mesure les plus petites. Notre méthodologie reste malgré tout à la merci des distributions observées des salaires et des dotations des travailleurs de notre échantillon. La contribution des variables explicatives aux effets de structures doit donc être interprétée ici avec précaution. Notons que les marges d'erreur des effets de compositions demeurent statistiquement non significatives.

Effets de compositions

Du côté des effets de compositions, nous observons plusieurs coefficients statistiquement différents de zéro. La part totale des effets de compositions est d'ailleurs statistiquement significative à un seuil d'erreur de 1,0 % pour toutes les périodes à l'étude. Les effets de compositions sont principalement expliqués par le niveau d'éducation, les caractéristiques d'emploi, les sous-secteurs financiers d'emploi et le type d'occupation. Notons aussi que la contribution de chaque regroupement reste relativement stable à travers les années; seule la contribution individuelle des variables explicatives change, quoique très peu en général si nous nous fions au tableau 10 de la section « Tableaux ».

L'expérience de travail accroît les effets de compositions de 0,0542 point (5,6 %) en 1984-1985 et de 0,0337 point (3,4 %) en 1992-1993. Son effet demeure toutefois statistiquement non significatif pour les périodes 2002-2003 et 2009-2010. Le niveau d'éducation est quant à lui un des facteurs ayant le plus important pouvoir explicatif sur les effets de compositions pour l'ensemble des périodes. En effet, à rendements égaux, les différences de scolarité ont accru en moyenne les écarts salariaux de près de 0,1078 point (11,3 %) en 1984-1985 et de 0,1193 point (12,6 %) en 2009-2010⁷⁷. Ce résultat est

⁷⁶ Contrairement au modèle d'Oaxaca-Blinder qui décompose les écarts salariaux par une approximation linéaire.

⁷⁷ L'effet en 2009-2010 est d'ailleurs le même que celui en 1992-1993.

d'ailleurs principalement attribuable à la proportion plus importante d'hommes que de femmes détenant au moins un baccalauréat. En survolant le tableau 10 de la section « Tableaux », si nous ignorons la contribution de la variable *college*, les effets de compositions reliés à la variable *secondaire* et à la variable *collegepartiel* auraient diminué en moyenne de 0,0527 point (5,1 %) les effets de compositions de 1992 à 2010. Les écarts salariaux moyens observés dans l'industrie financière américaine seraient principalement expliqués par le fait que les hommes disposent d'un niveau d'éducation plus élevé que les femmes, ce qui, indubitablement, leur offre des opportunités de placement plus intéressantes dans les postes les mieux rémunérés. Cette conclusion tient même si la proportion de femmes ayant complété un diplôme d'études universitaires est passée de 20,0 % en 1992-1993 à 36,0 % en 2009-2010 (la même proportion pour les hommes a crû de 61,0 % à 72,0 % pour les mêmes périodes). La distribution salariale des hommes, beaucoup plus à droite que celle des femmes depuis 1984, pourrait donc être en partie le reflet d'une scolarité en moyenne plus élevée chez les hommes que chez les femmes.

Outre l'éducation, les hommes semblent plus avantagés sur le plan salarial grâce aux caractéristiques des emplois qu'ils occupent. En effet, statistiquement significatives à un seuil d'erreur de 1,0 %, les différences dans les caractéristiques d'emploi auraient augmenté les écarts salariaux entre les sexes de 0,0944 point (9,9 %) en 1984-1985 et de 0,1156 point (12,3 %) en 2009-2010. Cet accroissement serait particulièrement causé par la proportion plus importante d'hommes occupant des emplois non rémunérés à l'heure, ceux-ci offrant des salaires supérieurs en moyenne. Selon le tableau 10 de la section « Tableaux », les effets de compositions se rattachant à la variable *heure* sont d'une grande amplitude et statistiquement significatifs à un seuil d'erreur de 1,0 % pour toutes les périodes à l'étude. Quant aux autres variables explicatives composant les caractéristiques d'emploi (les variables *public*, *syndicat*, *surtravail* et *partiel*), celles-ci ne présentent aucune évidence ou tendance quelconque nous permettant d'avoir des conclusions solides sur les facteurs contribuant à augmenter les écarts salariaux moyens. Cela est particulièrement le cas pour les variables *public* et *syndicat*, la proportion de travailleurs syndiqués et/ou œuvrant dans le secteur public étant très faible dans l'industrie financière américaine.

Toute chose étant égale par ailleurs, la répartition des hommes et des femmes dans les différentes occupations du secteur financier accroît également les écarts salariaux entre les sexes. Et pour cause, tous les effets de compositions reliés aux occupations sont positifs et statistiquement significatifs à une erreur de première espèce de 1,0 %. En supposant que la structure de rendements des hommes équivaut à tous les travailleurs de l'industrie, ces effets sont passés de 0,0988 point (10,3 %) en 1984-1985 à 0,0810 point (8,4 %) en 2009-2010. Ce dernier effet est également très près de ceux de 1992-1993 et

2002-2003. Cet effet de compositions est principalement attribuable au taux d'occupation plus important des hommes dans les postes de gestion (catégorie « gestion, affaires et professions financières ») et de ventes (catégorie « ventes et occupations reliées »). En se fiant au tableau 10 de la section « Tableaux », les variables *gestion* et *ventes* contribuent d'ailleurs fortement à l'effet de compositions total relié aux occupations d'emploi. C'est donc sans surprise que les écarts salariaux entre les sexes sont en partie dus à la proportion plus importante d'hommes dans des occupations mieux rémunérées.

Terminons finalement en mentionnant que la répartition des sexes à travers les sous-secteurs financiers contribue à l'élargissement des écarts salariaux entre les sexes sur le marché du travail, mais demeure relativement minime par rapport aux autres variables explicatives (seulement 0,0134 point en 1992-1993 et 0,0183 point en 2009-2010). Les effets de compositions liés aux cycles économiques, à la variable *logdpfinance* et à la géographie ont en moyenne peu ou pas d'impact significatif sur les écarts salariaux. La contribution du terme de correction à l'effet de compositions demeure aussi marginale et statistiquement non significative. Ce résultat est cohérent puisque les moyennes de la variable *lambda* des femmes et des hommes sont très similaires pour toutes les périodes (autour de 0,70).

Effets de structures

Les effets de structure présentent quant à eux peu de coefficients statistiquement significatifs, et ce, même si l'effet de structures total est statistiquement différent de zéro pour toutes les périodes. Les effets de structures présentent des résultats intéressants quoique plus difficiles à interpréter que les effets de compositions en raison des marges d'erreur élevées et statistiquement significatives. Les différences de traitement sur le marché du travail de l'industrie financière jouent toutes en défaveur des femmes.

Les effets de structures reliés à l'expérience potentielle sont tous positifs et statistiquement significatifs à un seuil de 1,0 %. Ceux-ci s'élèvent respectivement à 0,1121 (11,9 %), 0,0783 (8,1 %), 0,0695 (7,2 %) et 0,0863 (9,0 %) pour les périodes 1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010. Comme il a déjà été question dans notre recherche, ce résultat, à l'avantage des hommes, n'est pas surprenant puisque l'effet estimé capture implicitement les différents types d'expérience acquis par les hommes et les femmes de notre échantillon (expérience à temps plein, expérience à temps partiel, interruption dans la carrière, formation continue, etc.).

Outre l'expérience potentielle, nous notons que les effets de structures associés à l'éducation favorisent les hommes et s'avèrent statistiquement significatifs à des erreurs de première espèce d'au moins 5,0 %, et ce, uniquement pour les périodes 1984-1985 (0,1122 point) et 2009-2010 (0,2493 point). Contrairement aux effets de compositions, ces effets de structures ne reposent pas spécialement sur les études supérieures, mais

également aux autres niveaux d'éducation (études universitaires partiellement complétées et études secondaires). Si nous nous référons au tableau 10 de la section « Tableaux », les variables *secondaire*, *collegepartiel* et *college* se partagent pour près du tiers l'effet de structures total se rattachant à l'éducation en 2009-2010. Il faut cependant souligner que l'amplitude de ces effets de structures serait probablement inférieure si notre modèle tenait compte du programme d'études poursuivi à l'université ou de la qualité de l'éducation reçue. Comme il a déjà été soulevé, il est fort possible que les branches d'études préférées par les hommes concordent mieux avec ce que recherchent les entreprises du secteur financier, notamment pour les emplois en haut de l'échelle salariale. N'empêche, cette avenue explique mal l'amplitude des effets de structures de la variable *secondaire* en 1984-1985 et en 2009-2010.

Un autre facteur qui mérite notre attention est la prime liée aux sous-secteurs d'emploi. Effectivement, si la répartition des hommes à travers les sous-secteurs financiers était la même que celle des femmes, l'écart salarial entre les sexes augmenterait tout de même de façon statistiquement significative de 0,1039 point (10,9 %) en 1984-1985, de 0,0526 point (5,4 %) en 1992-1993 et de 0,0845 point (8,8 %) en 2009-2010⁷⁸. Ce résultat serait principalement expliqué par un traitement à l'avantage des hommes dans les sous-secteurs « autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes » et « sociétés d'assurance et activités connexes » dont les coefficients liés aux effets de structures sont pour la majorité positifs et statistiquement différents de zéro à un seuil d'erreur d'au moins 5,0 % (voir le tableau 10 de la section « Tableau »). Cela met ainsi en évidence l'existence d'une forme de ségrégation dans l'industrie financière américaine puisque les rendements moyens des femmes sont moins valorisés que les hommes dans ces sous-secteurs, et ce, même si celles-ci y sont plus représentées.

La part de l'effet de structures total reliée aux différences de traitement salarial dans les occupations d'emploi en 2009-2010 est positive et statistiquement significative à une erreur de première espèce de 1,0 %. Cet effet augmenterait les écarts salariaux de 0,0522 point (5,4 %). Cela n'est point le cas pour les autres périodes à l'étude. Ainsi, même si les femmes ont vu leurs rendements liés aux sous-secteurs et aux occupations d'emplois augmenter depuis 1984, ces dernières font toujours face en moyenne à une discrimination sur le marché du travail.

Quant aux autres variables de notre modèle, celles-ci demeurent pour la plupart statistiquement non significatives ou possèdent un poids très marginal dans les effets de structures. Les effets de structures liés à l'inverse du ratio de Mill (variable *lambda*) dégagent cependant une dynamique surprenante. Pour mieux comprendre son interprétation, rappelons que le terme λ_c représente la moyenne de l'inverse du ratio de

⁷⁸ L'effet en question en 2002-2003 est statistiquement non significatif.

Mill des hommes si ces derniers avaient le même processus de sélection dictant le choix de travailler dans l'industrie financière des femmes. Quant au terme $\hat{\theta}_c^{\tau}$, celui-ci représente l'effet de la propension à travailler dans le secteur financier sur le salaire chez le groupe contrefactuel tout juste discuté. Même si les constantes de régression compensent largement leur effet sur les écarts salariaux, les effets de structures reliés à la variable *lambda* demeurent élevés. Le traitement accordé à la probabilité de travailler dans le secteur financier favorise les hommes en 2009-2010, alors que le contraire est observé en 1992-1993. Les écarts salariaux moyens corrigés du biais de sélection seraient donc inférieurs aux écarts non ajustés ou observés en 2009-2010.

Sommaire

En somme, bien qu'ils aient diminué depuis 1984-1985, les écarts salariaux moyens entre les sexes dans l'industrie financière américaine ont augmenté de 4,5 % de 1992-1993 à 2009-2010. Même si cette hausse peut sembler en apparence minime, les différences à niveau demeurent importantes; en 1992-1993, les hommes gagnaient en moyenne un salaire 63,9 % plus élevé que les femmes. En 2009-2010, cette différence s'élève à 67,5 %. Toute chose étant égale par ailleurs, le degré de scolarité, les caractéristiques d'emploi et les occupations contribuent fortement à la part expliquée des écarts salariaux. Les hommes occupent en moyenne les emplois les mieux rémunérés. Le taux de diplomation des hommes, largement plus élevé que celui des femmes, pourrait en être une des principales causes. Toutefois, même si nous faisons abstraction des erreurs d'approximation, une part non expliquée des écarts salariaux subsiste. Le marché du travail accorde un traitement salarial en moyenne défavorable, voire discriminatoire, envers les femmes, notamment sur le plan de l'expérience de travail, le niveau d'éducation et le sous-secteur d'emploi.

Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes aux 10^e, 50^e et 90^e centiles

Les résultats du tableau 5.5 de la page suivante présentent la contribution de chaque regroupement des variables du tableau 5.3 aux effets de compositions et aux effets de structures aux 10^e, 50^e et 90^e centiles des salaires. Le tableau 11 de la section « Tableaux » contient également la contribution individuelle de chaque variable explicative de notre modèle aux écarts salariaux.

Tableau 5.5 (suite)
Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes, par centile

	2002-2003					
	10^e centile		50^e centile		90^e centile	
	Écart total = 0,324		Écart total = 0,526		Écart total = 0,840	
	EC	ES	EC	ES	EC	ES
Total	0,4497*	0,1062**	0,3666*	0,1385*	1,1115*	0,3256*
Expérience	0,0043	-0,1091**	-0,0004	0,1505**	-0,0004	0,0401
Éducation	0,1629*	-0,2488***	0,1272*	0,2138***	0,2262	-0,0492
Cycles économiques	0,0006	0,1241	0,0003	0,0801	-0,0009	-0,0611
Loggdpfinance	0,0044	0,3662**	0,0063*	0,0427**	0,0202	0,1910
Géographie	0,0104	-0,1682*	0,0119	-0,0672*	0,0457	-0,0793
Caractéristiques d'emploi	0,1893*	-0,1478***	0,1022*	0,1713***	0,3486*	0,2983
Sous-secteurs financiers	0,0108	-0,0121	0,0140**	0,0692	0,1359*	0,0559
Occupations	0,0654**	-0,0138	0,0870*	-0,0014	0,1425**	0,0595*
Constante	-	-0,9784	-	-2,1818	-	2,0677
Lambda	0,0014	1,3012	0,0179	1,6441**	0,1920	-2,1836
Marge d'erreur	-0,1813*	-0,0533*	0,0459**	-0,0236	-0,4721*	-0,1223*
	2009-2010					
	10^e centile		50^e centile		90^e centile	
	Écart total = 0,293		Écart total = 0,480		Écart total = 1,046	
	EC	ES	EC	ES	EC	ES
Total	0,5693*	-0,0083	0,3635*	0,1116*	0,1744*	0,3641*
Expérience	0,0048	0,1310**	0,0062	0,1104*	0,0043	0,0141
Éducation	0,1766*	0,4593**	0,1078*	0,4866*	0,0728**	-0,0123
Cycles économiques	0,0011	-0,1355	0,0001	-0,0266	0,0011	0,0237
Loggdpfinance	0,0028	0,2886	0,0060**	-0,0990	0,0030	-0,0153
Géographie	0,0101	0,0576	0,0095	0,0724	0,0061	-0,1429***
Caractéristiques d'emploi	0,2209*	0,0602	0,1103*	0,1815**	0,0249***	-0,2504
Sous-secteurs financiers	-0,0002	0,0922**	0,0143**	0,1085*	0,0233*	0,0792
Occupations	0,1508*	0,0521**	0,0750*	0,0788*	0,0348*	0,0927*
Constante	-	-6,1645*	-	-5,4067*	-	3,5463***
Lambda	0,0025	5,1494*	0,0340	4,5928*	0,0042	-2,9936***
Marge d'erreur	-0,3130*	0,0480**	0,0134*	-0,0079	0,6504*	-0,1389*
EC = Effets de compositions; ES = Effets de structures Écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation *Significatif à 1,0 %; **Significatif à 5,0 %; ***Significatif à 10,0 %; Les effets fixes temporels ne sont pas présentés						

Marges d'erreur

Tout comme la décomposition des écarts salariaux moyens, le tableau 5.5 présente des marges d'erreur pour la plupart statistiquement significatives et d'une amplitude relativement élevée par rapport aux écarts salariaux totaux. Ce constat est d'ailleurs anticipé comme tenu des distributions salariales des femmes et des hommes qui peinent à s'entrecouper dans les queues de distribution. Nous comprenons dès lors l'importance d'avoir des distributions ayant des domaines d'existence proches. Sur la

base du tableau 11 de la section « Tableaux », l'amplitude des erreurs d'approximation des effets de structures dépend aussi ultimement de l'inverse du ratio de Mill, ce qui n'est point le cas pour les effets de compositions. Néanmoins, leur ordre de grandeur demeure sensiblement égal par rapport à l'effet de structures total, car les différences de constantes de régression s'adaptent systématiquement à l'effet lié aux différences des coefficients de l'inverse du ratio de Mill. Nous observons parfois des marges d'erreur plus grandes que l'effet de compositions ou l'effet de structures aux 10^e et 90^e centiles. Ainsi, avec de telles erreurs d'approximation, il convient d'identifier les tendances les plus claires à travers les périodes de manière à dresser un portrait le plus juste possible.

Effets de compositions

Les effets de compositions totaux sont statistiquement significatifs pour toutes les périodes et les centiles. Leur poids relatif par rapport aux effets de structures, si nous tenons compte des erreurs d'approximation, dépend de la position sur la distribution salariale. Par exemple, au 10^e centile, les effets de composition surpassent largement les effets de structures, ces derniers étant statistiquement non significatifs (tout comme leur erreur d'approximation). Les écarts salariaux entre les sexes chez les travailleurs les moins nantis seraient donc causés par des caractéristiques productives statistiquement différentes entre les deux groupes.

Pour des rendements égaux, les différences liées au nombre d'années d'expérience accroissent les écarts salariaux pour les périodes 1984-1985 et 1992-1993 et deviennent statistiquement non significatives dans les périodes subséquentes. Cela est le cas pour les trois centiles à l'étude. Oscillant entre 0,0346 point (10^e centile en 1992-1993) et 0,0547 point (50^e centile en 1984-1985), l'amplitude des effets de compositions liés à l'expérience est relativement uniforme le long de la distribution pour les deux premières périodes. Notons cependant que la mesure utilisée pour l'expérience de travail surestime le véritable niveau d'expérience des femmes, ce qui pourrait sous-estimer l'effet de compositions lié à cette variable. L'accroissement des écarts salariaux entre les sexes depuis le début des années 1990 ne serait donc pas causé par des niveaux d'expérience différents entre les femmes et les hommes, et ce, sur toute la distribution des salaires.

L'un des facteurs les plus significatifs dans les effets de compositions est le niveau de scolarité. Statistiquement significatif aux 10^e et 50^e centiles pour toutes les périodes, l'effet de composition associé à l'éducation est décroissant à mesure que l'on se rapproche de la queue de droite de la distribution des salaires⁷⁹. À traitement salarial égal sur le marché du travail, le niveau d'éducation plus élevé des hommes augmente les écarts salariaux de près de 0,1660 point (18,0 %) au 10^e centile en 1992-1993 contre 0,1766

⁷⁹ À l'exception de la période 2009-2010, cet effet demeure statistiquement non significatif au 90^e centile.

point (19,3 %) en 2009-2010. Pour la médiane, cet effet s'élève à 0,1647 point (17,9 %) en 1992-1993 contre 0,1078 point (11,4 %) en 2009-2010. Encore une fois, la plus forte concentration d'hommes ayant en main un diplôme d'études universitaires (variable *college*) contrebalance la proportion plus importante de femmes ayant complété leur diplôme d'études secondaires (variable *secondaire*) ou partiellement terminé leurs études universitaires (variable *collegepartiel*). En nous référant au tableau 11 de la section « Tableaux », la variable *college* est statistiquement significative aux 10^e et 50^e centiles pour l'ensemble des périodes. Son impact sur l'effet de compositions est également plus élevé aux centiles inférieurs, celui-ci pouvant atteindre 0,4404 point (55,3 %) en 1992-1993 et 0,4439 point (55,8 %) en 2009-2010 au 10^e centile. Abstraction faite de la période 2009-2010, le même effet demeure statistiquement non significatif au 90^e centile⁸⁰.

Les caractéristiques d'emploi contribuent également à l'accroissement des écarts salariaux entre les femmes et les hommes. L'intensité de son impact sur les effets de compositions diminue à mesure que l'on se rapproche du 90^e centile. Nous notons également des tendances dans le temps différentes selon la position sur la distribution. De 1992-1993 à 2009-2010, l'effet des caractéristiques d'emploi sur les effets de compositions a diminué au 10^e centile et augmenté au 50^e centile. L'effet en question est beaucoup plus volatile et moins déterminant sur le plan statistique au 90^e centile, passant du négatif en 1984-1985 (-0,0286 point et significatif à 10,0 %) au positif en 2009-2010 (0,0249 point et significatif à 10,0 %). Celui-ci atteint même un niveau fort important et statistiquement significatif à un seuil d'erreur de 1,0 % en 2002-2003, tout près de 0,3486 point (41,7 %)⁸¹. Si nous scrutons plus en profondeur l'effet des caractéristiques d'emploi sur l'effet de compositions dans le tableau 11 de la section « Tableaux », la plus grande proportion d'hommes occupant des emplois non rémunérés à l'heure (variable *heure*) contribue fortement à accroître les écarts salariaux, et ce, particulièrement au premier et cinquième décile. Cet effet devient cependant statistiquement non significatif au 90^e centile à partir de la période 2002-2003. Ce résultat pourrait traduire une certaine convergence dans le mode de rémunération (excluant la rémunération à la performance) des emplois occupés par les femmes et les hommes en haut de l'échelle salariale. Pour les périodes 1992-1993 et 2002-2003, la plus forte prévalence des hommes à travailler au moins 50 heures par semaine est également un facteur significatif expliquant les effets de compositions dans la distribution de droite, ce qui confirme en quelque sorte les conclusions de l'article de Cha et Weeden (2014).

⁸⁰ Notons que la spécification sans l'inverse du ratio de Mill présente quelques coefficients statistiquement différents de zéro pour la variable *college*. La multicolinéarité causée par l'inverse du ratio de Mill a donc un impact plus important sur la variable *college* que les autres variables liées à la scolarité, et ce, spécifiquement au 90^e centile des salaires.

⁸¹ Cette valeur, en apparence aberrante par rapport aux autres spécifications, provient de l'effet de compositions important et statistiquement significatif de la variable *surtravail*, celle-ci atteignant 0,3333 point (39,6 %).

Restons tout de même prudents avec ce résultat puisqu'il est possible que l'amplitude de l'effet de compositions rattachée à la variable *surtravail* soit biaisée vers le haut en raison d'un problème d'endogénéité. En effet, le nombre d'heures habituellement travaillées par un individu pourrait traduire une détermination à vouloir atteindre une cible de performance dans le but d'obtenir un bonus, par exemple.

Tout comme la décomposition des écarts salariaux moyens, les occupations d'emploi contribuent fortement à hausser les effets de compositions à l'avantage des hommes, et ce, pour tous les centiles à l'étude. Statistiquement significatifs, ces effets présentent également une évolution divergente dans le temps selon le centile, ceux-ci étant croissants au 10^e centile (0,1014 point en 1984-1985, 0,1136 point en 1992-1993 et 0,1508 point en 2009-2010) et décroissant au 90^e centile (0,1123 point en 1984-1985, 0,0658 point en 1992-1993 et 0,0348 point en 2009-2010). Peu importe la position sur la distribution des salaires, l'étendue des effets de compositions relatifs aux occupations s'explique principalement par la plus grande concentration d'hommes dans des postes liés à la gestion, aux affaires et à la finance (variable *gestion*), soit les postes les mieux rémunérés.

Finalement, les variables liées aux cycles économiques, à la géographie et aux sous-secteurs financiers interviennent peu dans l'analyse des effets de compositions, celles-ci étant statistiquement non significatives ou de faible amplitude. Tout comme la décomposition des écarts salariaux moyens, le terme de correction ne semble pas contribuer aux effets de compositions.

Effets de structures

Les effets de structures demeurent tous statistiquement différents de zéro aux 50^e et 90^e centiles. Seul le 10^e centile des salaires est non significatif, et ce, pour tout l'horizon d'étude. Nous notons également que la contribution individuelle des variables indépendantes aux effets de structures du 90^e centile est en général statistiquement nulle, et ce, même si l'effet total demeure élevé et significatif. Cela renforce l'hypothèse de discrimination. Il est donc probable, malgré nos variables de contrôle, qu'une discrimination envers les femmes subsiste parmi les emplois les mieux rémunérés. À l'inverse, il est possible que ce résultat provienne d'un problème de variables pertinentes omises, comme l'habileté ou la rémunération à la performance, ce qui pourrait surestimer les effets de structures dans la queue de droite des distributions salariales.

Il est intéressant de constater à quel point la contribution des variables indépendantes à l'effet de structures est différente de celle observée pour les effets de compositions. En effet, en fixant les caractéristiques observables des femmes à l'ensemble des travailleurs de notre échantillon, l'expérience de travail des hommes reste plus valorisée par le marché du travail que celle des femmes. Les effets de structures liés à

l'expérience potentielle ont augmenté de 1992-1993 à 2009-2010, passant respectivement de 0,1050 point (11,1 %) à 0,1310 point (14,0 %) au premier décile et de 0,0808 point (8,4 %) à 0,1104 point (11,7 %) au cinquième décile. Si nous nous fions à la littérature scientifique, il est probable que cet accroissement reflète aussi des changements dans le type ou la qualité de l'expérience acquise par les femmes et les hommes. Contrairement aux effets de compositions, les différences de rendements liés à l'éducation sont statistiquement non significatives pour la majorité des périodes. La seule exception de taille survient en 2009-2010 aux 10^e et 50^e centiles, les effets s'y rattachant s'élevant à 0,4593 point (58,3 %) et 0,4866 point (62,7 %)⁸².

Pour faire suite à l'expérience et à l'éducation, la période 2002-2003 présente des résultats plutôt inusités puisqu'une proportion importante des effets de structures diminuent les écarts salariaux au 10^e centile, et ce, même si l'effet de structures total est positif et statistiquement significatif à un seuil d'erreur de 5,0 %. Cela est le cas pour l'expérience, l'éducation, la géographie et les caractéristiques d'emploi⁸³. Il est possible que notre modèle capte une composante cyclique dans l'économie américaine propre aux années 2002 et 2003 puisque les effets de structures liés aux variables *tauxchomage* et *logdpfinance* sont conjointement élevés. Nous demeurons donc prudents avec ce résultat, celui-ci n'étant pas nécessairement représentatif de l'état structurel du marché du travail du secteur financier.

Nous constatons également que le traitement salarial accordé aux femmes diverge d'un sous-secteur financier à l'autre. Cela est particulièrement le cas en 2009-2010 aux 10^e et 50^e centiles, les effets de structures liés aux sous-secteurs financiers s'élevant respectivement à 0,0922 point (9,7 %) et 0,1085 point (11,4 %), encore à l'avantage des hommes. Nous constatons du tableau 11 de la section « Tableaux » que les écarts de rendements dans le sous-secteur « sociétés d'assurance et activités connexes » (variable *assurances*) avantagent les femmes, alors que le contraire est observé dans le sous-secteur des « valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes » (variable *investissements*). Ces effets de structures reflètent en quelque sorte la représentativité respective des femmes et des hommes dans les sous-secteurs financiers qui les favorisent le plus (ou défavorise le moins). L'industrie financière américaine pourrait donc cacher implicitement une forme de ségrégation sous-sectorielle en raison de traitements salariaux divergents selon le sexe. Force est d'admettre que les hommes demeurent tout de même favorisés si nous agrégeons chaque effet de structures relié aux sous-secteurs financiers tel que présenté dans le tableau 5.5.

⁸² La grande amplitude de ces effets s'explique par la forte corrélation entre la scolarité et l'inverse du ratio de Mill. Néanmoins, si nous excluons l'inverse du ratio de Mill de notre analyse, ceux-ci demeurent relativement élevés avec des valeurs s'élevant à 0,2231 point (25,0 %) au 10^e centile et 0,2608 point (29,8 %) au 50^e centile.

⁸³ Ce constat est le même pour la spécification sans l'inverse du ratio de Mill.

La diminution observée des rendements moyens des femmes liés aux occupations d'emploi depuis 1984-1985 corrobore également avec les résultats du tableau 5.5. En effet, toute chose étant égale par ailleurs, les femmes subissent systématiquement un traitement salarial inférieur à celui des hommes, peu importe le type d'occupation et la position sur la distribution des salaires. En 2009-2010, les effets de structures liés aux occupations s'élèvent respectivement à 0,0521 point (5,3 %), 0,0788 point (8,2 %) et 0,0927 point (9,7 %) aux 10^e, 50^e et 90^e centiles. Tout comme les effets de compositions, la principale contribution provient de la catégorie d'emploi « gestion, affaires et professions financières », soit la variable *gestion* (voir le tableau 11 de la section « Tableaux »). Il est probable ici que ces effets soient surestimés par notre modèle puisque nous ne tenons pas compte de l'habileté des travailleurs.

En plus de ces précédents effets, nous notons que les différences d'interceptes sont négatives aux 10^e et 50^e centiles et positives au 90^e centile, et ce, pour toutes les périodes. Abstraction faite de l'amplitude des constantes qui s'ajuste à la variable *lambda*, ce résultat suggère la présence implicite de facteurs non observables qui influencent positivement les effets de structures à mesure que l'on s'approche de la queue de droite de la distribution salariale. Quant aux autres variables de notre modèle, celles-ci possèdent un pouvoir explicatif très faible, ce qui ne nous permet pas de tirer des conclusions solides sur leur impact respectif sur les écarts salariaux⁸⁴. La sensibilité des écarts salariaux aux cycles économiques s'avère également très faible sur toute la distribution, voire nulle, sur la base de la décomposition d'Oaxaca-Blinder. Les résultats liés aux cycles économiques et aux écarts salariaux dépendent donc fortement du modèle statistique choisi par les chercheurs, ce qui confirme ce qui est observé dans la littérature scientifique.

Il est également intéressant de constater à quel point l'impact du terme de correction sur les effets de structures diffère selon la position sur la distribution. Bien qu'encre une fois l'amplitude des différences de constantes de régression compense énormément son effet, l'ajustement salarial nécessaire pour corriger le biais de sélection réduirait les effets de structures au 90^e centile de 1992 à 2010. Pour la médiane, le même ajustement augmenterait les effets de structures en 1992-1993 et les diminuerait en 2009-2010. Cette dichotomie illustre à quel point la valorisation des caractéristiques qui influencent la probabilité de travailler dans le secteur financier dépend ultimement du traitement réalisé aux femmes et aux hommes par le marché du travail.

⁸⁴ En nous référant au tableau 11 de la section « Tableaux », nous notons tout de même que la variable *metropolitain* réduit les effets de structures de façon considérable à certains centiles de la distribution des salaires.

Sommaire

En résumé, l'évolution des écarts salariaux entre les sexes depuis 1984-1985 n'a pas été uniforme le long de la distribution des salaires. La contribution des variables explicatives de notre modèle diffère également selon le centile à l'étude. D'une part, les effets de compositions aux 10^e et 50^e centiles sont fortement expliqués par des différences dans les niveaux d'éducation, les caractéristiques d'emploi et les occupations. Au 90^e centile, avoir un diplôme d'études universitaire influence beaucoup les effets de compositions. Même s'ils sont statistiquement significatifs, les caractéristiques d'emploi et les occupations ont moins d'impact dans la queue de droite de la distribution que dans la queue de gauche. D'autre part, l'expérience potentielle et les sous-secteurs financiers d'emploi contribuent beaucoup aux effets de structures dans les premiers et cinquièmes déciles. Le 90^e centile présente un cas particulier puisque les variables statistiquement significatives ont des effets minimes d'une période à l'autre. Notons que les effets de compositions et les effets de structures présentent des erreurs de mesure relativement élevées en raison d'un problème de domaine d'existence commun entre les distributions salariales des femmes et des hommes. Cela limite ainsi les conclusions de notre analyse. N'empêche, les résultats ne doivent pas être interprétés comme des relations causales en soient, mais plutôt comme une vue descriptive des différences salariales observées entre les sexes dans l'industrie financière américaine. Encore une fois, les problèmes d'endogénéité causés par des variables pertinentes omises peuvent fortement influencer les résultats finaux (Firpo et al. 2010).

Conclusion

Notre recherche traite des écarts salariaux entre les femmes et les hommes dans l'industrie financière américaine de 1983 à 2010. En utilisant les données du *Merged Outgoing Rotation Group* (CPS MORG) du *Current Population Survey* (CPS), nous n'observons pratiquement aucune convergence salariale entre les sexes le long de la distribution salariale depuis le début des années 1990. En tenant compte du nombre d'heures travaillées par semaine, de 1983 à 2010, le ratio du salaire horaire médian des femmes sur celui des hommes a cru de 0,63 à 0,67 pour le secteur financier, alors que celui de l'ensemble des industries américaines est passé de 0,77 à 0,93. Pour mieux comprendre ce phénomène, nous avons tout d'abord décomposé les écarts salariaux sur l'ensemble de la distribution des salaires à l'aide de la méthode de DiNardo et al. (1996). L'expérience contrefactuelle qui en découle nous a renseigné que l'évolution des effets de compositions et des effets de structures diverge selon la position dans la distribution. En général, les niveaux des effets de compositions sont supérieurs à ceux des effets de structures sur toute la distribution et les deux effets sont croissants avec les centiles. Le fossé salarial observé depuis 1992 est surtout causé par un accroissement des effets de structures ou des différences de rendements (ou de productivité) entre les sexes sur toute la distribution salariale.

Afin d'apprécier la contribution des facteurs explicatifs derrière ces deux effets, nous avons réalisé une série de régressions quantiles non conditionnelles (Firpo et al. 2009) sur le logarithme du salaire horaire des femmes et des hommes à la moyenne ainsi qu'aux 10^e, 50^e et 90^e centiles des salaires. Les estimations ont été réalisées sur quatre périodes : 1984-1985, 1992-1993, 2002-2003 et 2009-2010. Tout en incorporant la procédure en deux étapes d'Heckman (1976; 1979), les résultats de nos modèles de régressions mettent en évidence que les femmes ont des rendements systématiquement inférieurs à ceux des hommes. Cela est particulièrement le cas pour l'expérience potentielle de travail et le niveau d'éducation. Il semble exister une ségrégation occupationnelle et sous-sectorielle dans l'industrie financière; les femmes subissent une discrimination même dans les sous-secteurs et les occupations dans lesquelles elles sont surreprésentées. Une analyse économétrique parallèle nous renseigne également qu'il semble y exister une relation négative statistiquement significative entre les écarts salariaux moyens et le taux de chômage (relation contre-cyclique). Cette relation serait également sensible au centile et à l'horizon temporel à l'étude. Notons cependant que les cycles économiques ont un effet très faible voire nulle sur les écarts salariaux.

Nous avons procédé par la suite à une décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes à l'aide de la décomposition d'Oaxaca-Blinder. Les facteurs significatifs divergent encore une fois selon la position sur la distribution salariale et leur effet en question. En général, les effets de compositions proviennent de différences suffisamment

importantes entre les niveaux d'éducation ainsi que les caractéristiques d'emplois et les occupations. Les hommes, disposant déjà d'une scolarité plus élevée que les femmes en moyenne, occupent des emplois mieux rémunérés que les femmes. Quant aux effets de structures, le marché du travail accorde un traitement salarial défavorable aux femmes, notamment sur le plan de l'expérience de travail, le niveau d'éducation et le sous-secteur financier d'emploi. À probabilité égale de travailler dans l'industrie financière américaine, une partie importante des effets de structures provient de la sélection non aléatoire du secteur financier comme secteur d'emploi chez les travailleurs. L'ajustement apporté réduirait beaucoup les écarts salariaux au 90^e centile par rapport aux écarts non ajustés ou observés. Quant à la moyenne, l'ajustement augmenterait le fossé salarial. En raison d'un faible domaine d'existence commun entre les distributions salariales des femmes et des hommes, des erreurs d'approximation relativement élevées subsistent dans la décomposition détaillée que nous avons réalisée.

Sur la base de notre recherche, plusieurs pistes intéressantes pourraient être approfondies. Il aurait été intéressant de comparer les résultats liés aux décompositions d'Oaxaca-Blinder en utilisant une structure salariale différente comme groupe contrefactuel. Une structure salariale contrefactuelle pondérée par celle des femmes et des hommes aurait pu être une avenue possible⁸⁵. Celle-ci assume que la structure salariale des femmes affecte également la structure salariale du groupe contrefactuel, contrairement à notre hypothèse (Firpo et al. 2010). Des recherches futures pourraient également être explorées afin de tester s'il existe un problème de sélection dans les occupations d'emploi, à en juger la proportion importante de femmes dans les postes de soutien administratif. Une extension de la correction d'Heckman à des choix multinomiaux (Bourguignon et al. 2007) pourrait s'avérer une avenue intéressante.

La théorie économique démontre que les écarts salariaux entre les sexes sont principalement expliqués par des différences dans le capital humain (éducation, expérience de travail, habileté, etc.); des préférences professionnelles contraires; une ségrégation industrielle et occupationnelle et une discrimination à l'égard des femmes. Notre recherche confirme ces facteurs dans l'industrie financière américaine et souligne l'importance d'avoir une vue d'ensemble sur la distribution des salaires et pas seulement sur la moyenne. La part grandissante des effets de structures à mesure que l'on se déplace vers la droite des distributions salariale témoigne de l'évidence d'un effet de plancher collant ou d'un effet de plafond de verre dans l'industrie financière américaine. Cette recherche possède une implication en matière de saine gouvernance des entreprises et de politique publique. Le traitement salarial, en apparence discriminatoire, du secteur financier à l'égard des femmes envoie un mauvais signal aux générations futures de travailleuses puisqu'il décourage la venue et la rétention de femmes talentueuses dans

⁸⁵ Voir Reimer (1983).

l'industrie. En prônant le statu quo, l'industrie financière américaine se prive elle-même d'un leadership différent, d'une diversité de travailleurs et d'idées progressistes. Avec des écarts encore loin de se résorber dans le futur (Shannon et Kidd 2003), la question reste à identifier de quelle façon nous pouvons réduire le fossé salarial qui sépare les femmes et les hommes. Dans plusieurs pays tels que la France ou la Norvège, plusieurs décideurs politiques ont introduit un système de quotas afin d'accroître la représentativité des femmes dans les postes haut placés des entreprises, qu'il s'agisse de postes de gestionnaires ou d'administrateurs, par exemple. Bien que plusieurs soient d'avis que la solution devrait être mûrie et appliquée par le marché lui-même, une intervention sur le marché du travail ciblant les principaux facteurs irritants identifiés par la littérature scientifique demeure une avenue réaliste et peu contraignante pour réduire les écarts salariaux entre les sexes. Plusieurs solutions sont possibles : rendre les horaires de travail plus flexibles pour accroître la formation continue; combattre les stéréotypes dans l'éducation et les choix de programmes à l'université par rapport aux femmes et leur rôle dans les activités économiques; promouvoir un système de congé parental non dommageable pour l'avancement professionnel; réduire les barrières importantes auxquelles font face les mères monoparentales; mise sur pied de programmes de monitorat en entreprises pour mieux encadrer les femmes en début de carrière, etc. Certains citeront quelques femmes d'exception qui ont finalement réussi à fracasser le fameux plafond de verre. Nous pensons par exemple à Christine Lagarde à la tête du FMI ou à Janet Yellen, présidente de la Réserve fédérale américaine. N'empêche, comme nous l'avons identifié dans notre recherche, les disparités salariales entre les femmes et les hommes dans le secteur financier américain demeurent toujours aussi importantes aujourd'hui qu'ils l'étaient au début des années 1990.

Tableaux

**Tableau 1 - Cycles économiques et écarts salariaux entre les sexes :
résumé de la littérature scientifique**

Auteurs (es)	Relation identifiée	Modèle économétrique	Données et périodes
O'Neil (1985)	Contre-cyclique	Séries temporelles	NLS : 1955 à 1983
Kandil et Woods (2002)	Procyclique	Séries temporelles	CPS (non publiées) : 1979:1 à 1993:4
Park et Shine (2005)	Procyclique	Première différence	NLSY : 1978-1999
Gupta et al. (2006)	Acyclique	Séries temporelles	March CPS : 1970-1995
Hoynes et al. (2012)	Procyclique (chômage et emploi)	Effets fixes	CPS MORG : 1979 à 2011
Biddle et Hamermesh (2013)	Contre-cyclique	Effets fixes	CPS MORG : 1979 à 2009
Marchand et Olfert (2013)	Procyclique	Différence-en-différence	IPUMS-CPS : 2007 à 2009

Tableau 2 - Construction des sous-secteurs financiers

Ce tableau regroupe les agencements réalisés à partir des variables *ind80* et *ind02* pour créer les variables binaires liées aux sous-secteurs financiers.

Sous-secteurs, définition	<i>Ind80</i> - Codes des recensements de 1980-1990	Codes du CTI (1972)	<i>Ind02</i> - Codes du recensement de 2000	Codes du SCIAN (2002)
<i>Banques, Autorité monétaire, intermédiation financière et activités connexes</i>	700 (<i>Banking</i>)	60 (<i>Banking</i>)	6870 (<i>Banking and related activities</i>)	521 (<i>Monetary Authorities - Central Bank</i>) 52211 (<i>Banking</i>) 52219 (<i>Other Depository Credit Intermediation</i>)
	701 (<i>Savings and loan associations, 1983-1991; Savings institutions, including credit unions, 1992+</i>); 702 (<i>Credit agencies, sans 612</i>)	612 (<i>Other finance</i>) 61 (<i>Credit agencies other than banks</i>)	6880 (<i>Savings institutions, including credit unions</i>)	52212 (<i>Savings Institutions</i>) 52213 (<i>Local Credit Unions</i>)
			6890 (<i>Non-depository credit and related activities</i>)	5222 (<i>Non-Depository Credit Intermediation</i>) 5223 (<i>Activities Related to Credit Intermediation</i>)
<i>Investissements, Valeurs mobilières, contrats de marchandises et autres activités d'investissement financier connexes</i>	710 (<i>Security, commodity brokerage, and investment companies</i>)	62 (<i>Security and commodity brokers</i>) 67 (<i>Holding And Other Investment Offices</i>)	6970 (<i>Securities, commodities, funds, trusts, and other financial investments</i>)	523 (<i>Securities, Commodity Contracts, and Other Financial Investment and Related Activities</i>) 526 (<i>Funds, Trusts, and Other Financial Vehicles</i>)
<i>Assurances, Sociétés d'assurance et activités connexes</i>	711 (<i>Insurance</i>)	63 (<i>Insurance Carriers</i>) 64 (<i>Insurance Agents, Brokers, And Service</i>)	6990 (<i>Insurance carriers and related activities</i>)	524 (<i>Insurance Carriers and Related Activities</i>)
<i>Immobiliers, Services immobiliers</i>	712 (<i>Real estate</i>)	65 (<i>Real Estate</i>)	7070 (<i>Real Estate</i>)	531 (<i>Real Estate</i>)

Tableau 3 - Agrégation du PIB réel de l'industrie financière américaine

Secteurs	Sous-secteurs (tableau 2)	CTI - 1983 à 1996	SCIAN - 1997 à 2010
Finance	1	<i>Depository institutions</i>	<i>Federal Reserve banks, credit intermediation and related services</i>
	2	<i>Nondepository institutions</i> <i>Security and commodity brokers</i> <i>Holding and other investment</i>	<i>Securities, commodity contracts, investments</i> <i>Funds, trusts, and other financial vehicles</i>
Sociétés d'assurance et activités connexes	3	<i>Insurance carriers</i> <i>Insurance agents brokers, and services</i>	<i>Insurance carriers and related activities</i>
Services immobiliers	4	<i>Real estate</i>	<i>Real estate</i>

Le lecteur est invité à consulter le site du *Bureau of Economic Analysis* pour une définition complète des catégories du CTI et du SCIAN.

Tableau 4 - Exemples d'emplois pour chaque catégorie d'occupations

Catégories d'occupations	Exemples d'emplois
Gestion, affaires et professions financières	Gestionnaire financier; assureur; comptable;
Professionnels et occupations reliées	Avocat; économiste; programmeurs analystes; techniciens
Ventes et occupations reliées	Vendeur de produits et services financiers; agent marketing;
Personnel de bureau et soutien administratif	Commis à l'entrée de données; commis à la facturation; réceptionniste; commis vendeur

**Tableau 5 - Coefficients estimés du modèle de correction d'Heckman,
par sexe et par période**

	1984-1985		1992-1993		2002-2003		2009-2010	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Age	0,0098**	-0,0065	-0,0035	0,0083**	-0,0005	0,0284*	0,0123**	0,0224*
Age ²	-0,00005	0,000006	0,00007	-0,0001*	0,000006	-0,0003*	-0,0001**	-0,0002*
Secondaire	0,2146*	0,7100*	0,1124*	0,7227*	0,2070*	0,5490*	0,1862*	0,5847*
College partiel	0,5110*	0,7469*	0,4011*	0,7197*	0,5299*	0,5725*	0,4972*	0,6190*
College	0,7854*	0,3958*	0,7553*	0,4474*	0,8803*	0,3288*	0,8715*	0,4216*
Marié	0,0270	0,0696*	0,0115	0,1124*	-0,0139	0,0272	-0,0742*	0,0716*
Métropolitain	0,2034*	0,2026*	0,2569*	0,2657*	0,3225*	0,2553*	0,3088*	0,1983
Enfant05	-0,0003	-0,0097	0,0268	0,0492**	0,0499**	0,0630*	0,0420	0,0160
Enfant613	-0,0185	-0,1101*	-0,0460**	-0,1298*	-0,0245	-0,0750*	0,0442**	-0,0126
Enfant1417	-0,0277	-0,0541**	-0,0338	-0,1013*	-0,0310	-0,0909*	0,0397	-0,0550**
Constante	-20,6392*	-10,8928*	-20,2682*	-20,1713*	-20,3236*	-20,2817*	-20,4840*	-20,4016*
Pseudo R ²	0.0605	0.034	0.0634	0.0279	0.0714	0.0208	0.0732	0.0157
Nombre d'observations	131203	109224	134708	125766	99407	98720	91087	92286
Test de Wald (statistiques)	2.74	43,49*	8,52**	74,84*	7,20**	43,7*	8,71**	6,75***
Écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation *Significatif à 1,0 %; **Significatif à 5,0 %; ***Significatif à 10,0 %; Les coefficients reliés à l'État de résidence ne sont pas inclus dans le tableau (le groupe de base est l'État du Maine) Des effets fixes temporels sont ajoutés afin de tenir compte du fait qu'il y a deux années par période Le test de Wald est réalisé conjointement sur les variables <i>enfant05</i> , <i>enfant613</i> et <i>enfant1417</i>								

L'échantillon utilisé pour estimer les modèles de correction d'Heckman est similaire à celui de notre échantillon. Celui-ci englobe les individus de race blanche de 16 à 64 ans œuvrant dans l'ensemble des industries américaines (cols bleus et cols blancs). Les travailleurs du secteur de l'agriculture sont exclus tout comme les travailleurs autonomes. Les individus disposent d'une expérience de travail positive et gagnent un salaire horaire réel variant de 4 \$ à 300 \$.

Tableau 7 - Tests de Wald (statistiques) sur différents groupes de variables, régressions par moindres carrés ordinaires (moyenne)

Spécification sans l'inverse du ratio de Mill				
Hommes	1984-1985	1992-1993	2002-2003	2009-2010
Expérience	164.61*	133.27*	95.57*	92.10*
Éducation	115.52*	127.16*	65.54*	95.39*
Cycles économiques	14.28*	17.15*	10.92*	19.16*
Géographie	13.13*	8.40*	10.79*	10.01*
Caractéristiques d'emploi	42.41*	42.55*	36.94*	36.00*
Sous-secteurs financiers	27.99*	21.68*	16.95*	23.09*
Occupations	56.42*	53.95*	35.02*	52.85*
Femmes	1984-1985	1992-1993	2002-2003	2009-2010
Expérience	135.22*	165.27*	106.21*	95.03*
Éducation	71.50*	143.33*	141.18*	133.71*
Cycles économiques	33.83*	53.00*	11.87*	20.57*
Géographie	47.13*	67.25*	62.83*	31.66*
Caractéristiques d'emploi	161.26*	180.75*	114.96*	105.37*
Sous-secteurs financiers	26.48*	48.97*	18.20*	30.42*
Occupations	222.40*	178.35*	115.42*	113.56*
* Significatif à 1,0 %; ** Significatif à 5,0 %; *** Significatif à 10,0 %				

Regroupement des variables	
Regroupement	Variables
Expérience	<i>Experience614; Experience1524; Experience2534; Experience35</i>
Éducation	<i>Secondaire; Collegepartiel; College</i>
Cycles économiques	<i>Tauxchomage; Log(pibfinance)</i>
Géographie	<i>Metropolitain; Nordest; Centreouest; Ouest</i>
Caractéristiques d'emploi	<i>Heure; Public; Syndicat; Surtravail; Tempspartiel</i>
Sous-secteurs financiers	<i>Banques; Investissements; Assurances</i>
Occupations	<i>Gestion; Professionnel; Ventes</i>

Tableau 7 (suite) - Tests de Wald (statistiques) sur différents groupes de variables, régressions par moindres carrés ordinaires (moyenne)

Spécification avec l'inverse du ratio de Mill				
Hommes	1984-1985	1992-1993	2002-2003	2009-2010
Expérience	125.74*	130.51*	96.74*	93.77*
Éducation	23.98*	25.49*	15.04*	25.17*
Cycles économiques	10.10*	13.66*	9.69*	15.22*
Géographie	10.89*	3.02**	4.99*	4.72*
Caractéristiques d'emploi	42.40*	42.44*	36.85*	35.42*
Sous-secteurs financiers	27.32*	21.34*	16.48*	23.01*
Occupations	56.08*	53.66*	35.35*	52.61*
Femmes	1984-1985	1992-1993	2002-2003	2009-2010
Expérience	119.07*	166.39*	107.38*	80.38*
Éducation	67.68*	134.64*	154.99*	145.70*
Cycles économiques	22.07*	48.48*	14.83*	25.66*
Géographie	24.85*	34.06*	26.88*	15.28*
Caractéristiques d'emploi	160.39*	180.42*	114.24*	105.98*
Sous-secteurs financiers	26.25*	48.28*	17.44*	29.88*
Occupations	223.65*	177.14*	115.13*	112.52*
* Significatif à 1,0 %; ** Significatif à 5,0 %; *** Significatif à 10,0 %				

Regroupement des variables	
Regroupement	Variabes
Expérience	<i>Experience614; Experience1524; Experience2534; Experience35</i>
Éducation	<i>Secondaire; Collegepartiel; College</i>
Cycles économiques	<i>Tauxchomage; Log(pibfinance)</i>
Géographie	<i>Metropolitain; Nordest; Centreouest; Ouest</i>
Caractéristiques d'emploi	<i>Heure; Public; Syndicat; Surtravail; Tempspartiel</i>
Sous-secteurs financiers	<i>Banques; Investissements; Assurances</i>
Occupations	<i>Gestion; Professionnel; Ventes</i>

Tableau 9 - Tests de Wald (statistiques) sur différents groupes de variables, régressions quantiles non conditionnelles

Spécification sans l'inverse du ratio de Mill												
Hommes	1984-1985			1992-1993			2002-2003			2009-2010		
	10°	50°	90°	10°	50°	90°	10°	50°	90°	10°	50°	90°
Expérience	24.00*	123.58*	50.23*	20.44*	109.00*	29.05*	16.40*	81.13*	19.58*	9.75*	79.83*	45.16*
Éducation	25.82*	87.90*	31.08*	25.96*	99.08*	28.01*	18.67*	56.42*	20.28*	26.32*	51.56*	23.51*
Cycles économiques	6.28**	13.97*	3.12**	4.82*	8.22*	7.96*	2.12	8.75*	4.49**	1.84	10.77*	3.53**
Géographie	1.48	10.25*	8.00*	2.49**	5.15*	2.58**	1.23	6.42*	4.89*	1.82	7.00*	1.53
Caractéristiques d'emploi	31.00*	27.14*	20.20*	30.78*	24.46*	19.31*	24.37*	23.24*	22.61*	21.92*	26.02*	2.44**
Sous-secteurs financiers	16.13*	10.84*	10.72*	10.45*	14.39*	16.23*	4.42*	12.74*	8.66*	10.16*	18.39*	8.13*
Occupations	18.08*	33.51*	42.07*	24.23*	31.18*	7.98*	13.44*	23.70*	8.34*	35.48*	35.06*	8.24*
Femmes	1984-1985			1992-1993			2002-2003			2009-2010		
	10°	50°	90°	10°	50°	90°	10°	50°	90°	10°	50°	90°
Expérience	31.18*	101.13*	31.39*	33.35*	89.83*	54.19*	23.51*	52.56*	43.23*	25.02*	53.49*	36.87*
Éducation	10.69*	42.40*	35.28*	27.01*	86.23*	77.81*	28.37*	79.44*	47.85*	37.65*	70.46*	62.47*
Cycles économiques	12.39*	25.61*	10.74*	3.82**	47.23*	17.40*	2.36***	9.32*	4.04**	0.2932	16.39*	8.54*
Géographie	16.94*	28.83*	12.65*	34.60*	39.72*	10.16*	19.93*	43.94*	12.57*	10.18*	18.89*	8.64*
Caractéristiques d'emploi	46.85*	113.75*	39.08	43.63*	126.83*	49.62*	23.22*	103.75*	21.43*	27.04*	96.27*	26.47*
Sous-secteurs financiers	16.08*	29.24*	5.85*	25.04*	46.30*	8.57*	12.65*	17.39*	8.92*	14.74*	18.04*	9.24*
Occupations	12.95*	162.26*	100.38*	18.83*	119.43*	61.46*	17.04*	83.08*	36.48*	19.65*	76.43*	27.28*
*Significatif à 1,0 %; **Significatif à 5,0 %; ***Significatif à 10,0 %; Les encadrés en bleu représentent des tests non significatifs												

Regroupement des variables	
Regroupements	Variables
Expérience	<i>Experience614; Experience1524; Experience2534; Experience35</i>
Éducation	<i>Secondaire; Collegepartiel; College</i>
Cycles économiques	<i>Tauxchomage; Log(pibfinance)</i>
Géographie	<i>Metropolitain; Nordest; Centreouest; Ouest</i>
Caractéristiques d'emploi	<i>Heure; Public; Syndicat; Surtravail; Tempspartiel</i>
Sous-secteurs financiers	<i>Banques; Investissements; Assurances</i>
Occupations	<i>Gestion; Professionnel; Ventes</i>

Tableau 9 (suite) - Tests de Wald (statistiques) sur différents groupes de variables, régressions quantiles non conditionnelles

Spécification avec l'inverse du ratio de Mill												
Hommes	1984-1985			1992-1993			2002-2003			2009-2010		
	10 ^e	50 ^e	90 ^e	10 ^e	50 ^e	90 ^e	10 ^e	50 ^e	90 ^e	10 ^e	50 ^e	90 ^e
Expérience	23.99*	91.13*	30.74*	20.53*	107.24*	27.71*	16.36*	81.52*	20.19*	9.59*	81.72*	44.58*
Éducation	14.92*	14.92*	1.36	12.08*	24.17*	1.63	10.24*	15.03*	3.07**	14.01*	14.67*	5.89*
Cycles économiques	7.42*	9.38*	1.02	4.95*	7.49*	5.80*	2.01	8.11*	4.06**	1.73	8.23*	3.36*
Géographie	1.85	10.26*	4.93*	2.39**	2.99**	0.61	0.83	4.33*	1.05	1.31	4.22*	1.04
Caractéristiques d'emploi	31.17*	27.59*	20.33*	30.76*	24.43*	19.20*	24.36*	23.16*	22.36*	21.91*	25.76*	2.41**
Sous-secteurs financiers	16.31*	10.46*	10.25*	10.44*	14.30*	15.80*	4.41*	12.53*	8.38*	10.16*	18.33*	8.12*
Occupations	18.14*	33.51*	41.38*	24.25*	31.11*	7.89*	13.43*	23.80*	8.55*	35.45*	35.04*	8.27*
Femmes	1984-1985			1992-1993			2002-2003			2009-2010		
	10 ^e	50 ^e	90 ^e	10 ^e	50 ^e	90 ^e	10 ^e	50 ^e	90 ^e	10 ^e	50 ^e	90 ^e
Expérience	28.43*	91.47*	30.07*	34.91*	91.67*	55.76*	24.21*	53.54*	43.13*	24.31*	43.74*	31.13*
Éducation	10.27*	42.24*	35.36*	27.92*	79.96*	76.40*	34.06*	80.86*	49.39*	38.39*	81.96*	54.76*
Cycles économiques	10.10*	16.08*	6.28*	2.87***	43.87*	15.96*	0.09	9.68*	4.15**	2.20	23.45*	8.74*
Géographie	12.14*	13.95*	4.14*	19.89*	18.70*	6.61*	9.20*	20.31*	6.14*	6.74*	8.13*	6.83*
Caractéristiques d'emploi	46.67*	112.49*	38.65*	43.65*	126.74*	49.40*	22.86*	103.12*	21.45*	27.20*	96.82*	26.46*
Sous-secteurs financiers	16.07*	28.96*	5.83*	24.58*	45.69*	8.55*	12.01*	16.79*	8.88*	14.44*	17.46*	9.24*
Occupations	13.03*	163.45*	100.95*	18.39*	118.61*	60.96*	16.49*	82.55*	36.46*	19.03*	75.08*	27.23*
*Significatif à 1,0 %; **Significatif à 5,0 %; ***Significatif à 10,0 %; Les encadrés en bleu représentent des tests non significatifs												

Regroupements des variables	
Regroupements	Variables
Expérience	<i>Experience614; Experience1524; Experience2534; Experience35</i>
Éducation	<i>Secondaire; Collegepartiel; College</i>
Cycles économiques	<i>Tauxchomage; Log(pibfinance)</i>
Géographie	<i>Metropolitain; Nordest; Centreouest; Ouest</i>
Caractéristiques d'emploi	<i>Heure; Public; Syndicat; Surtravail; Tempspartiel</i>
Sous-secteurs financiers	<i>Banques; Investissements; Assurances</i>
Occupations	<i>Gestion; Professionnel; Ventes</i>

Tableau 11 - Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes (centiles), par période

1984-1985	10 ^e centile				50 ^e centile				90 ^e centile			
	Écart salarial total = 0,3273				Écart salarial total = 0,6199				Écart salarial total = 0,9582			
	E. de compositions		E. de structures		E. de compositions		E. de structures		E. de compositions		E. de structures	
Total	0,5032	0,5043*	0,0624*	0,0113	0,3503	0,3487*	0,2548*	0,2572*	0,2372	0,2347*	0,3840*	0,6295*
Experience614	-0,0063	-0,0065	-0,0063	-0,0055	-0,0060	-0,0057	0,0533*	-0,0338*	-0,0037	-0,0033	-0,0238**	-0,0338*
Experience1524	0,0228*	0,0236*	0,0164**	0,0169**	0,0268*	0,0256*	0,0997*	0,0192*	0,0203*	0,0185*	0,0345*	0,0192**
Experience2534	0,0260*	0,0275*	0,0026	0,0035	0,0329*	0,0308*	0,0657*	0,0353*	0,0245*	0,0214*	0,0504*	0,0353*
Experience35	0,0037	0,0040	0,0021	0,0026	0,0044	0,0041	0,0362*	0,0034*	0,0032	0,0026	0,0147*	0,0034
Secondaire	-0,1732**	-0,1791**	-0,0455	-0,0293	-0,0875**	-0,0790**	0,0174	0,1405	-0,0247	-0,0120	0,1044*	0,1405*
Collegepartiel	-0,0492**	-0,0530**	-0,0401	-0,0242	-0,0265*	-0,0210**	0,0573**	0,0481*	-0,0122	-0,0040	0,0526**	0,0481***
College	0,3337*	0,3736*	-0,0065	0,0043	0,2447*	0,1872*	0,0559*	0,0056*	0,1457*	0,0599	0,0443*	0,0056
Tauxchomage	0,0034	0,0037	0,0285	0,0107	0,0032***	0,0028***	0,1246**	0,0191***	0,0016	0,0009	0,0008	0,0191
Log(pibfinance)	-0,0013	-0,0017	-0,1121	-0,0767	-0,0019	-0,0014	-0,0932	-0,2204	-0,0023	-0,0015	-0,1768	-0,2204
Metropolitain	-0,0005	-0,0006	-0,0998*	-0,0832**	-0,0007	-0,0005	-0,0514**	0,0126	-0,0009	-0,0005	0,0211	0,0126
Nordest	0,0000	0,0000	-0,0072	-0,0061	0,0001	0,0000	0,0213*	-0,0219*	0,0000	-0,0001	-0,0160***	-0,0219**
Centreouest	-0,0006	-0,0001	-0,0016	-0,0027	-0,0003	-0,0010	0,0250*	-0,0039*	0,0028	0,0017	-0,0080	-0,0039
Ouest	-0,0002	-0,0001	-0,0045	-0,0062	-0,0008	-0,0009	0,0302*	0,0143*	-0,0003	-0,0006	0,0054	0,0143
Heure	0,2414*	0,2412*	0,0102	0,0112	0,0873*	0,0876*	0,2564*	0,0224*	0,0258**	0,0263**	0,0261***	0,0224
Public	0,0015	0,0015	0,1505	0,1498	0,0007	0,0006	0,1345	-0,0079	0,0007	0,0007	-0,0165	-0,0079
Syndicat	0,0008	0,0008	0,0018***	0,0018***	-0,0010	-0,0010	-0,0011	-0,0012	-0,0013	-0,0013	-0,0010	-0,0012
Surtravail	-0,0272**	-0,0272**	0,0040	0,0040	-0,0129	-0,0128	-0,0085*	-0,0072*	-0,0588*	-0,0587*	-0,0075	-0,0072
Tempspartiel	0,0367	0,0369***	0,0086**	0,0086**	-0,0056	-0,0059	-0,0033	0,0111	0,0050	0,0045	0,0115*	0,0111*
Banques	-0,0320*	-0,0320*	-0,0085	-0,0088	-0,0096	-0,0095	0,0940*	0,0617*	-0,0075	-0,0074	0,0614*	0,0617*
Investissements	0,0098***	0,0098***	-0,0055***	-0,0054***	0,0054***	0,0052***	0,0087*	-0,0003*	0,0080***	0,0078***	0,0002	-0,0003
Assurances	0,0152**	0,0152**	0,0023	0,0019	0,0066**	0,0066**	0,0785*	0,0417*	0,0028	0,0030	0,0398*	0,0417*
Gestion	0,0551*	0,0552*	-0,0176*	-0,0178*	0,0571*	0,0570*	-0,0034	0,0180	0,0578*	0,0577*	0,0177**	0,0180**
Professionnel	0,0105*	0,0106*	0,0009	0,0009	0,0075*	0,0075*	0,0000	-0,0071	0,0058*	0,0057**	-0,0071**	-0,0071**
Ventes	0,0350**	0,0356**	-0,0048	-0,0048	0,0288*	0,0280*	-0,0010	0,0159	0,0501*	0,0488*	0,0159**	0,0159**
Constante	-	-	0,2034	-1,0346	-	-	-0,7047*	2,9643***	-	-	0,1605	2,9643*
Lambda	-	-0,0325	-	1,1079	-	0,0468	-	-2,4758	-	0,0698	-	-2,4758*
Marge d'erreur	-0,2193*	-0,2204*	-0,0186**	0,0325	0,0659**	0,0675*	-0,0391	-0,0415	0,3583*	0,3607*	-0,0061	-0,2516*

Écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation; *Significatif à 1,0 %; **Significatif à 5,0 %; ***Significatif à 10,0 %; Les effets fixes temporels ne sont pas présentés

Tableau 11 (suite) - Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes (centiles), par période

2002-2003	10° centile				50° centile				90° centile			
	Écart salarial total = 0,3247				Écart salarial total = 0,5261				Écart salarial total = 0,8409			
	E. de compositions		E. de structures		E. de compositions		E. de structures		E. de compositions		E. de structures	
Total	0,4497*	0,4497*	0,0654*	0,1062*	0,3672*	0,3666*	0,1431*	0,1385*	1,1179*	1,1115*	0,1431*	0,3256*
Experience614	0,0099***	0,0099***	-0,0539*	-0,0488*	0,0087***	0,0087***	0,0135***	0,0167**	0,0168	0,0167	0,0135	0,0064
Experience1524	0,0137**	0,0137**	-0,0260	-0,0222	0,0156**	0,0157**	0,0661*	0,0681*	0,0391**	0,0396**	0,0661	0,0121
Experience2534	-0,0100	-0,0101	-0,0153	-0,0139	-0,0130	-0,0130	0,0466*	0,0473*	-0,0308	-0,0312	0,0466	0,0217***
Experience35	-0,0093***	-0,0093***	-0,0212**	-0,0242**	-0,0117**	-0,0118**	0,0205*	0,0185*	-0,0252***	-0,0256***	0,0205	-0,0001
Secondaire	-0,0968	-0,0967	-0,1395*	-0,0877***	-0,0308	-0,0297	0,0493**	0,0842*	0,0322	0,0440	0,0493	0,0059
Collegepartiel	-0,0771***	-0,0770***	-0,0961**	-0,0577	-0,0190	-0,0167	0,0358***	0,0680*	-0,0001	0,0248	0,0358	-0,0063
College	0,3380**	0,3366**	-0,1022*	-0,1034**	0,1924*	0,1735*	0,0437**	0,0616*	0,3589*	0,1574	0,0437	-0,0489
Tauxchomage	0,0006	0,0006	0,2079***	0,1241	0,0003	0,0003	0,1466	0,0801	-0,0007	-0,0009	0,1466	-0,0611
Log(pibfinance)	0,0044	0,0044	0,3905**	0,3662**	0,0065**	0,0063**	0,0401	0,0427	0,0227	0,0202	0,0401	0,1910
Metropolitain	0,0058	0,0058	-0,2012*	-0,1520*	0,0100**	0,0088***	-0,1298*	-0,0819**	0,0335**	0,0207	-0,1298	-0,0433
Nordest	0,0037	0,0036	-0,0135***	-0,0179**	0,0071***	0,0058	0,0099	0,0097	0,0406	0,0268	0,0099	-0,0200***
Centreouest	0,0005	0,0005	0,0149	0,0162	0,0010	0,0009	-0,0011	-0,0001	0,0032	0,0029	-0,0011***	-0,0247***
Ouest	0,0006	0,0006	-0,0163	-0,0145	-0,0036	-0,0037	0,0042	0,0051	-0,0042	-0,0047	0,0042	0,0087
Heure	0,1642*	0,1642*	-0,0407***	-0,0395***	0,0920*	0,0920*	0,0660*	0,0667*	0,0521	0,0515	0,0660*	0,0641*
Public	-0,0020	-0,0020	-0,0882	-0,0806	-0,0010	-0,0009	0,1096	0,1131	0,0136***	0,0138***	0,1096	0,2445
Syndicat	-0,0014	-0,0014	-0,0001	0,0000	0,0011	0,0011	0,0030	0,0030	0,0051	0,0052	0,0030	0,0008
Surtravail	-0,0185	-0,0185	-0,0020	-0,0025	0,0179***	0,0177**	-0,0040	-0,0041	0,3333*	0,3308*	-0,0040***	-0,0198***
Tempspartiel	0,0471*	0,0471*	-0,0252*	-0,0252*	-0,0076	-0,0075	-0,0073*	-0,0074*	-0,0528***	-0,0526***	-0,0073***	0,0088***
Banques	-0,0067	-0,0067	-0,0142	-0,0137	-0,0109**	-0,0109**	0,0374**	0,0376**	-0,0027	-0,0023	0,0374	0,0359
Investissements	0,0258**	0,0258**	-0,0053	-0,0052	0,0323*	0,0321*	0,0018	0,0021	0,1376**	0,1351**	0,0018	-0,0016
Assurances	-0,0083	-0,0083	0,0057	0,0068	-0,0072***	-0,0071***	0,0290**	0,0295**	0,0028	0,0031	0,0290	0,0216
Gestion	0,0377*	0,0377*	-0,0093	-0,0086	0,0419*	0,0420*	-0,0046	-0,0044	0,0734**	0,0748**	-0,0046*	0,0426*
Professionnel	0,0133*	0,0133*	0,0000	0,0001	0,0105*	0,0105*	0,0011	0,0012	-0,0104	-0,0106	0,0011	0,0007
Ventes	0,0144	0,0144	-0,0050	-0,0053	0,0345*	0,0345*	0,0020	0,0018	0,0780**	0,0782**	0,0020	0,0162
Constante	-	-	0,3315	-0,0069	-	-	-0,4520*	-2,1818*	-	-	-0,4520	2,0677
Lambda	-	0,0014	-	1,3012	-	0,0179	-	1,6441**	-	0,1920	-	-2,1836
Marge d'erreur	-0,1814*	-0,1813*	-0,0124	-0,0533**	0,0453**	0,0459**	-0,0282	-0,0236	-0,4785*	-0,4721*	-0,0282	-0,1223*

Écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation; *Significatif à 1,0 %; **Significatif à 5,0 %; ***Significatif à 10,0 %; Les effets fixes temporels ne sont pas présentés

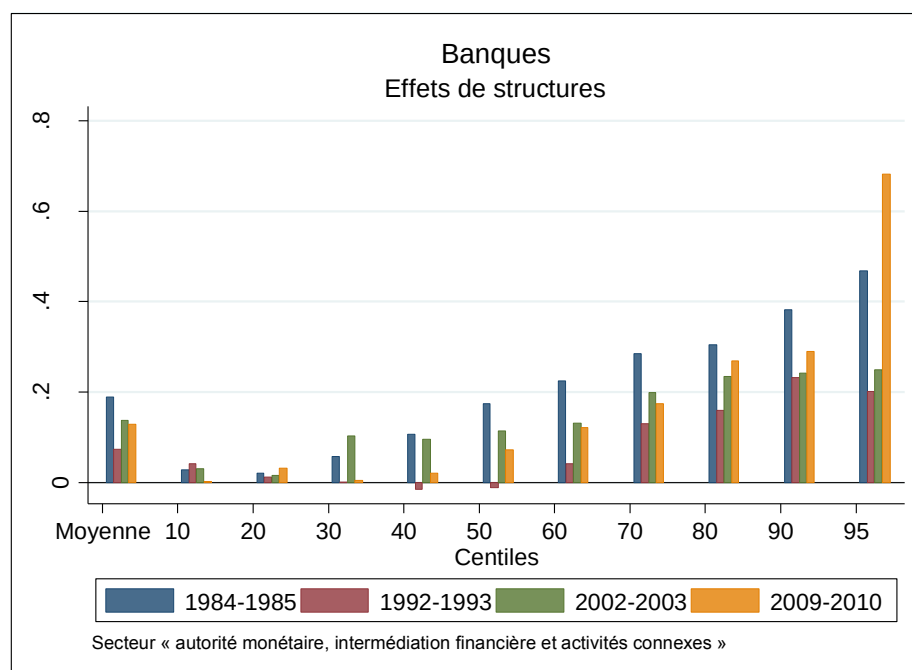
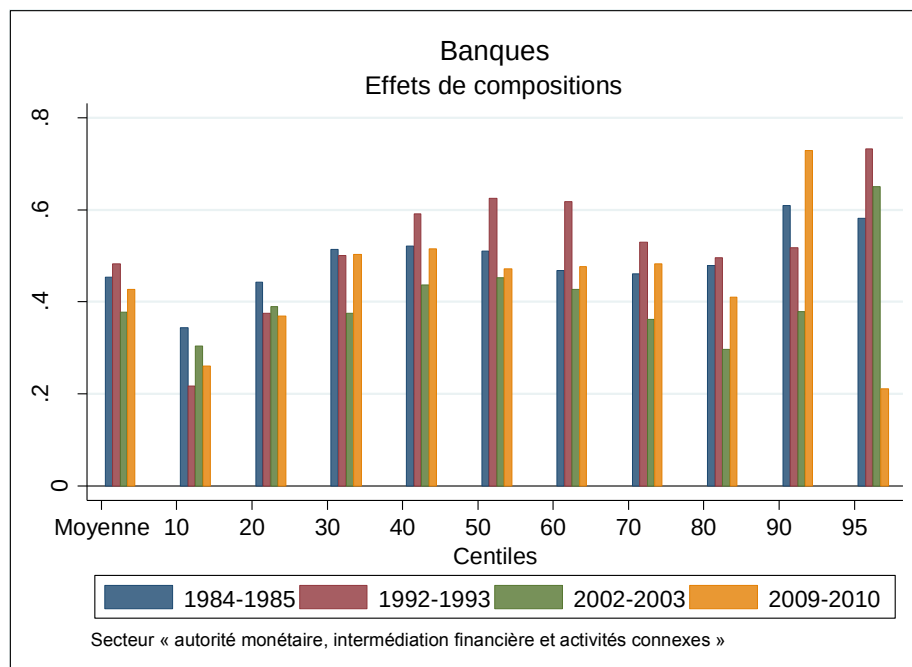
Tableau 11 (suite) - Décomposition détaillée des écarts salariaux entre les sexes (centiles), par période

2009-2010	10° centile				50° centile				90° centile			
	Écart salarial total = 0,2938				Écart salarial total = 0,4808				Écart salarial total = 1,0469			
	E. de compositions		E. de structures		E. de compositions		E. de structures		E. de compositions		E. de structures	
Total	0,5694*	0,5693*	0,0617*	-0,0083	0,3647*	0,3635*	0,1435*	0,1116*	0,1746*	0,1744*	0,2736*	0,3641*
Experience614	0,0035	0,0035	0,0403**	0,0446*	0,0035	0,0035	0,0021	0,0087	0,0021	0,0021	-0,0042	-0,0022
Experience1524	0,0175*	0,0175*	0,0371**	0,0432**	0,0296*	0,0295*	0,0045	0,0138	0,0160*	0,0160*	-0,0086	-0,0058
Experience2534	-0,0033	-0,0033	0,0246	0,0274	-0,0049	-0,0050	0,0582*	0,0655*	-0,0027	-0,0028	-0,0009	0,0055
Experience35	-0,0128**	-0,0129**	0,0199	0,0159	-0,0212*	-0,0219*	0,0229***	0,0224***	-0,0109**	-0,0110**	0,0093	0,0167
Secondaire	-0,1496	-0,1494	0,0799	0,1310**	-0,0422	-0,0402	0,0647*	0,1296*	-0,0110	-0,0107	0,0218	0,0235
Collegepartiel	-0,1183***	-0,1179***	0,0600	0,1332**	-0,0242	-0,0190	0,0732*	0,1514*	-0,0070	-0,0064	0,0291	0,0075
College	0,4465*	0,4439*	0,0832	0,1951*	0,2017*	0,1670*	0,1229*	0,2056*	0,0942*	0,0899**	0,0494	-0,0433
Tauxchomage	0,0011	0,0011	-0,1043	-0,1355	0,0000	0,0001	0,0073	-0,0266	0,0011	0,0011	0,0154	0,0237
Log(pibfinance)	0,0028	0,0028	0,2492	0,2886	0,0066**	0,0060**	-0,0767	-0,0990	0,0030	0,0030	0,1011	-0,0153
Metropolitain	0,0071	0,0070	-0,0245	0,0942	0,0097**	0,0076***	-0,0454	0,0613	0,0041	0,0038	-0,0079	-0,0757
Nordest	0,0050	0,0048	-0,0051	0,0156	0,0061	0,0027	0,0065	0,0203***	0,0032	0,0028	0,0032	-0,0166
Centreouest	0,0003	0,0003	-0,0400*	-0,0326*	0,0007	0,0010	-0,0122	-0,0077	0,0004	0,0005	-0,0163	-0,0239***
Ouest	-0,0019	-0,0019	-0,0166***	-0,0196**	-0,0016	-0,0018	0,0024	-0,0015	-0,0010	-0,0010	-0,0265*	-0,0268**
Heure	0,1834*	0,1834*	-0,0156	-0,0128	0,0963*	0,0962*	0,1063*	0,1078*	0,0147	0,0147	0,0095	0,0063
Public	-0,0001	-0,0001	0,0381	0,0506	-0,0003	-0,0003	0,0570	0,0687	0,0002	0,0002	-0,2892***	-0,2956***
Syndicat	0,0007	0,0007	-0,0003	-0,0004	-0,0003	-0,0003	-0,0013	-0,0014	0,0000	0,0000	-0,0049***	-0,0050***
Surtravail	-0,0112	-0,0113	0,0120**	0,0128*	0,0250*	0,0246*	0,0001	0,0006	0,0156	0,0155	0,0362*	0,0355*
Tempspartiel	0,0482*	0,0482*	0,0107	0,0100	-0,0098	-0,0098	0,0062	0,0059	-0,0054	-0,0054	0,0075	0,0084***
Banques	-0,0046	-0,0046	0,0330	0,0340	-0,0077**	-0,0076**	0,0217	0,0223	-0,0037	-0,0037	0,0456***	0,0446***
Investissements	0,0301**	0,0301**	0,0057	0,0060	0,0421*	0,0420*	0,0094***	0,0095***	0,0327*	0,0327*	0,0166	0,0162
Assurances	-0,0257*	-0,0257*	0,0521*	0,0522*	-0,0201*	-0,0201*	0,0757*	0,0766*	-0,0057	-0,0057	0,0173	0,0183
Gestion	0,0953*	0,0953*	0,0225	0,0228	0,0473*	0,0471*	0,0621*	0,0628*	0,0188**	0,0188**	0,0577*	0,0581*
Professionnel	0,0325*	0,0325*	0,0087*	0,0087*	0,0205*	0,0204*	0,0107*	0,0108*	0,0067***	0,0067***	0,0131***	0,0133***
Ventes	0,0229**	0,0229**	0,0209**	0,0207**	0,0076***	0,0075***	0,0055	0,0053	0,0092**	0,0092**	0,0212**	0,0213**
Constante	-	-	-0,5288***	-6,1645*	-	-	-0,4481**	-5,4067*	-	-	0,1593	3,5463***
Lambda	-	0,0025	-	5,1494*	-	0,0340	-	4,5928*	-	0,0042	-	-2,9936***
Marge d'erreur	-0,3131*	-0,3130*	-0,0221**	0,0480**	0,0122	0,0134	-0,0398**	-0,0079	0,6502*	0,6504*	-0,0484*	-0,1389*

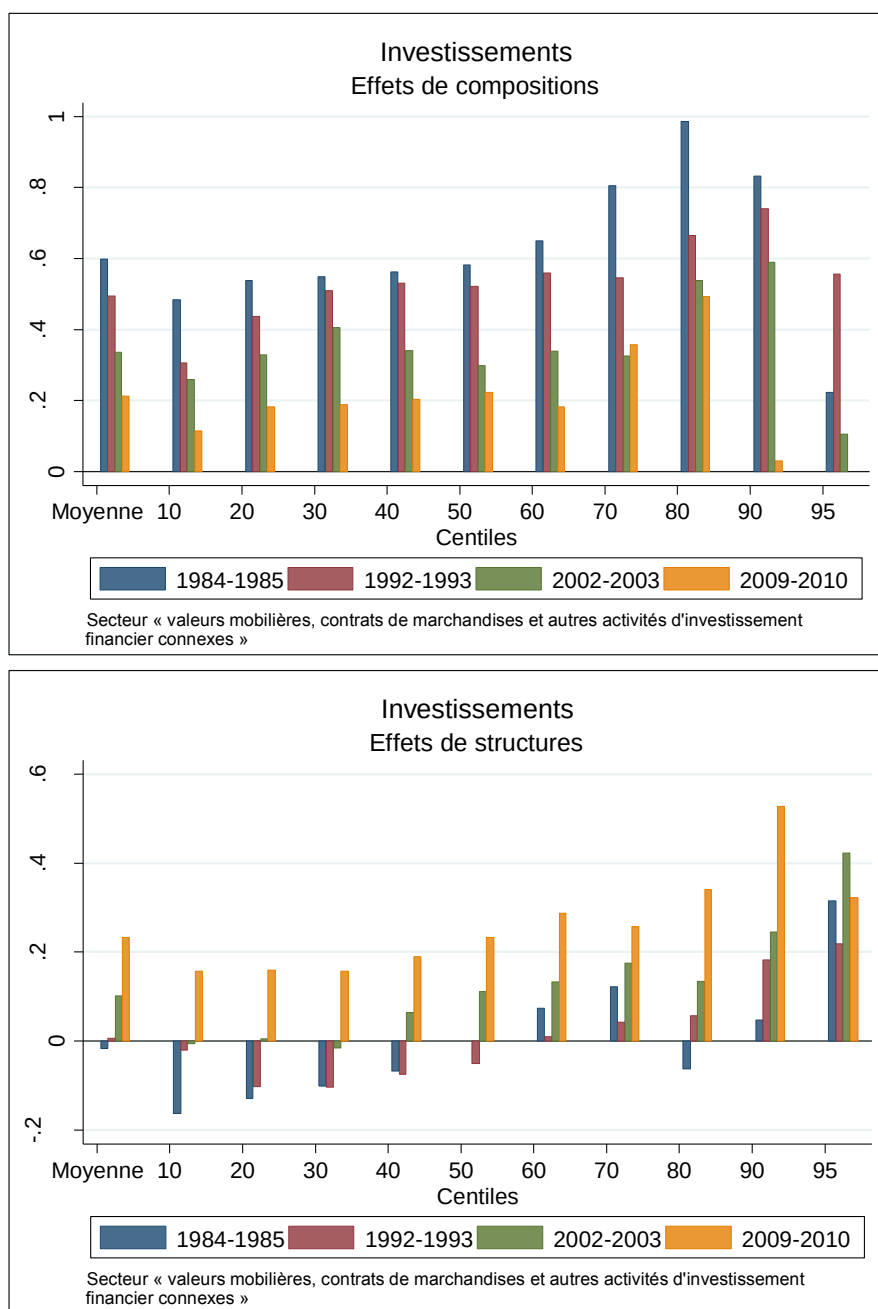
Écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation; *Significatif à 1,0 %; **Significatif à 5,0 %; ***Significatif à 10,0 %; Les effets fixes temporels ne sont pas présentés

Graphiques

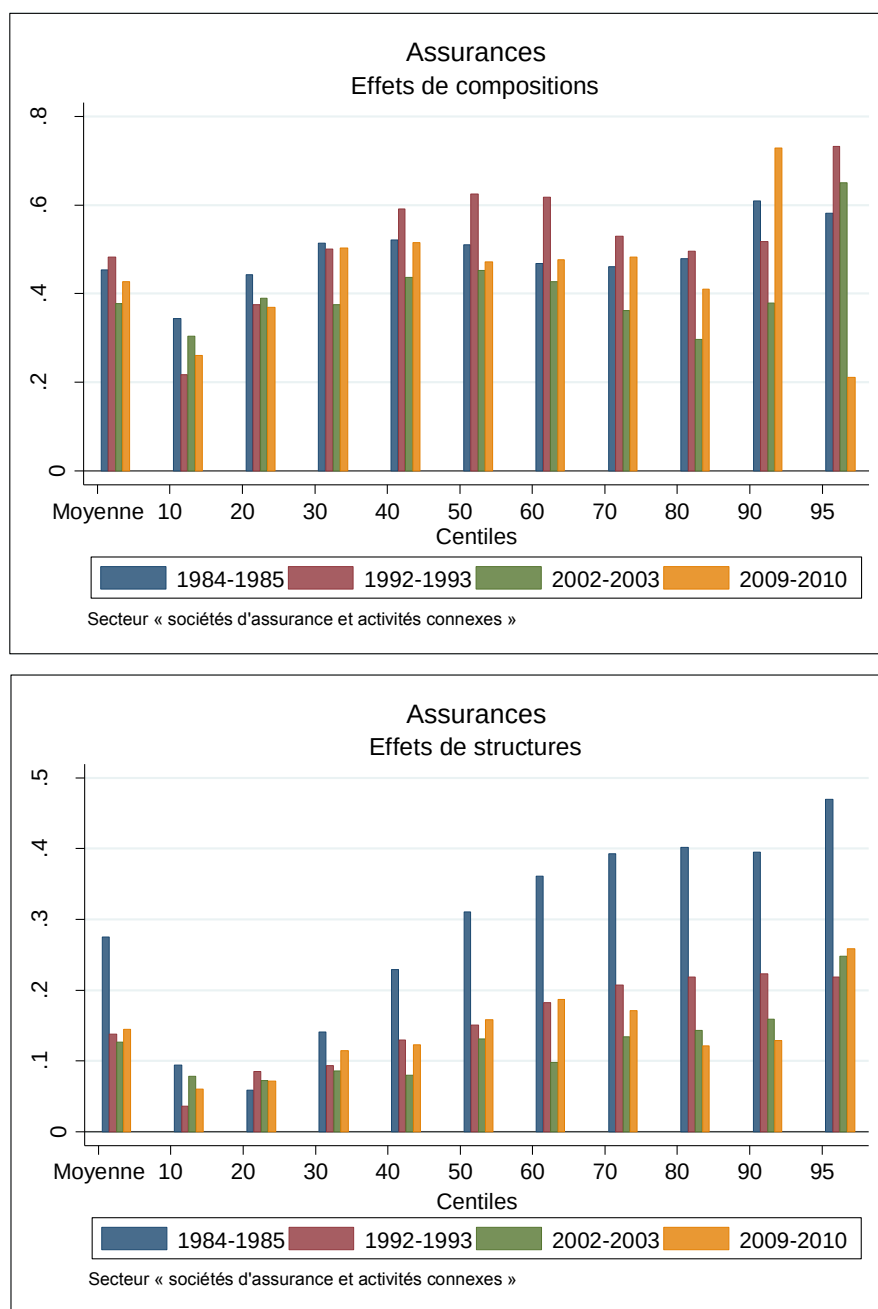
Graphique 1 - Évolution des effets de compositions et des effets de structures dans les sous-secteurs financiers



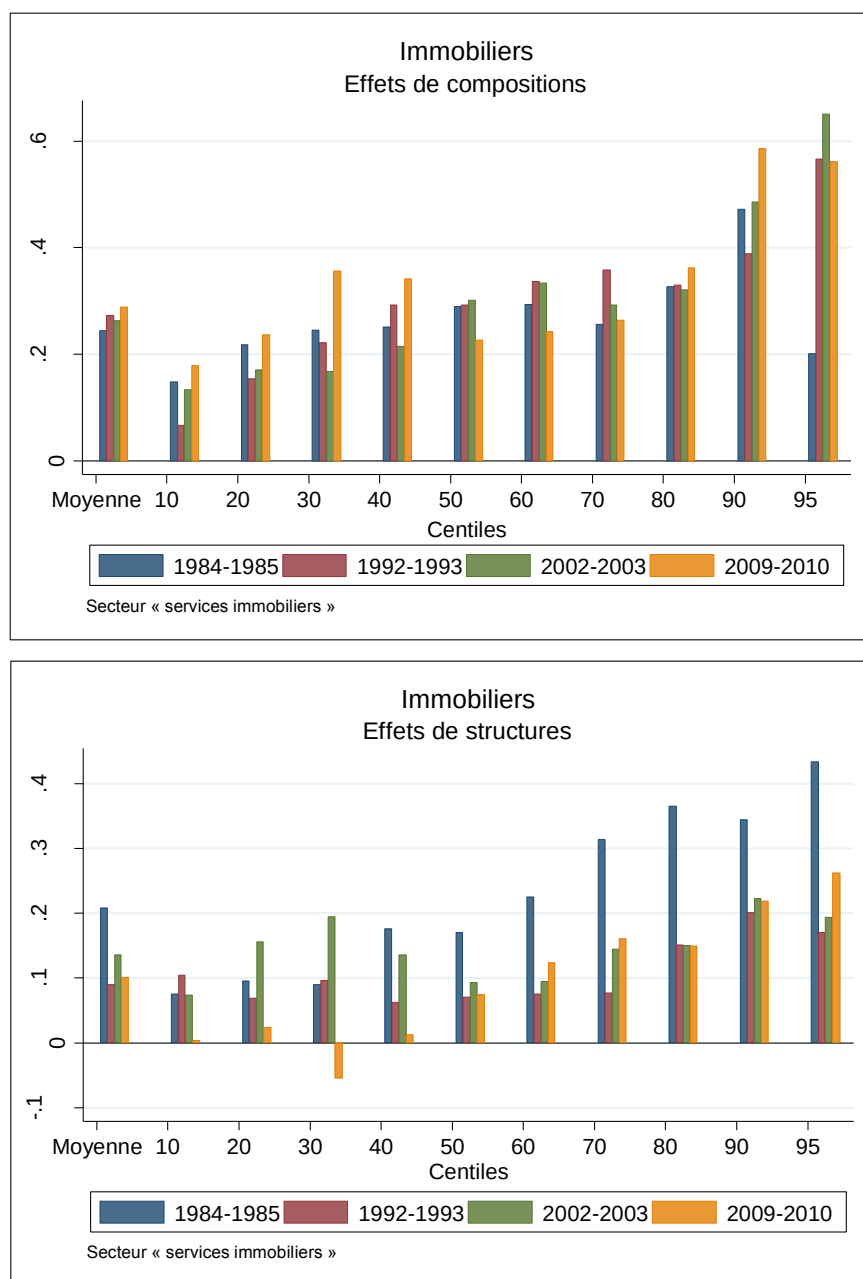
Graphique 1 (suite) - Évolution des effets de compositions et des effets de structures pour chaque sous-secteur financier



Graphique 1 (suite) - Évolution des effets de compositions et des effets de structures pour chaque sous-secteur financier



Graphique 1 (suite) - Évolution des effets de compositions et des effets de structures pour chaque sous-secteur financier



Bibliographie

- Abraham, Katharine G. et John C. Haltiwanger. 1995. « Real Wages and the Business Cycle ». *Journal of Economic Literature* XXXIII : 1215-1264.
- Bashaw, David J. et John S. Heywood. 2003. «The Gender Earnings Gap for US Physycians: Has Equality been Achieved?». *Labor* 15 (no 3) : 371-391.
- Bass, Frank. 2012. « Shining Shoes Best Way Wall Street Women Outearn Men ». Bloomberg, 16 mai. En ligne. <http://www.bloomberg.com/news/2012-03-16/shining-shoes-best-way-wall-street-women-outearn-men.html> (page consultée le 19 septembre 2013).
- Bertrand, Marianne et Kevin F. Shallock. 2001. « The Gender Gap in Top Corporate Jobs ». *Industrial and Labor Relations Review* 55 (no 1) : 3-21.
- Bertrand, Marianne, Claudia Goldin et Lawrence F. Katz. 2010. « Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Corporate and Financial Sectors ». *American Economic Journal: Applied Economics* 2 (no 3) : 228-255.
- Biddle, Jeff et Daniel S. Hamermesh. 2013. « Wage discrimination over the business cycle ». *Journal of Labor Policy* 2 (no 9) : 1-19. Prochainement dans *l'American Sociological Review*.
- Babcock, Linda et Sara Laschever. 2003. *Women don't Ask: Negotiation and the Gender Divide*. Princeton : Princeton University Press.
- Black, Sandra E. et Philip E. Strahan. 2001. «The Division of Spoils: Rent-Sharing and Discrimination in a Regulated Industry». *The American Economic Review* 91 (no 4): 814-831.
- Black, Sandra E. et Elizabeth Brainerd. 2004. « Importing Equality? The Impact of Globalization on Gender Discrimination ». *Industrial and Labor Relations Review* 57 (no 4) : 540-559.
- Blau, Francine. 1998. « Trends in the well-being of American women, 1970-1995 ». *Journal of Economic Literature* 36 : 112-65
- Blau, Francine D. et Jed DeVaro. 2007. «New Evidence on Gender Difference in Promotion Rates: An Empirical Analysis of a Sample of New Hires». *Industrial Relations July*.
- Blau, Francine D. et Lawrence M. Kahn. 2000. « Gender Differences in Pay ». *The Journal of Economic Perspectives* 14 (no 4) : 75-99.
- Blau, Francine D. et Lawrence M. Kahn. 2006. « The US Gender Pay Gap in the 1990s: Slowing Convergence ». *Industrial and Labor Relations Review* 60 (no 1) : 45-66.
- Blinder, Alan S. 1973. « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates ». *Journal of Human Resources* 8: 436-455.

- Bourignon, François, Martin Fournier et Marc Gurgan. 2007. «Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparaisons». *Journal of Economic Surveys* 21 (no 1) : 175-200.
- Boushey, Heather. 2008. « Opting out? The effect of children on women's employment in the United States ». *Feminist Economics* 14: 1-36.
- Brown, Charles et Mary Corcoran. 1997. « Sex-Based Differences in School Content and the Male-Female Wage Gap ». *Journal of Labor Economics* 15 (no 3) : 431-465.
- Cha, Youngjoo et Kim A. Weeden. 2014. « Overwork and the Slow Convergence in the Gender Gap in Wages ». *American Sociological Review* 79 (no 3) : 457-484.
- Cleveland, William S.. 1979. « Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots ». *Journal of the American Statistical Association* 74 (no 368) : 829-836.
- Cohen, Philip N., Matt L. Huffman et Stefanie Knauer. 2009. « Stalled Progress? Gender Segregation and Wage Inequality Among Managers, 1980-2000 ». *Work and Occupations* 36 (no 4) : 318-342.
- Dinardo, John. 2002. « Propensity Score Reweighting and Changes in Wage Distributions ». *Latin American Meeting of the Econometrica Society*.
- DiNardo, John, Nicole M. Fortin et Thomas Lemieux. 1996. «Labour Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach». *Econometrica* 64 (no 5) : 1001-1044.
- Dictionnaire of Occupational Titles (DOT). 2011. En ligne. http://www.occupationalinfo.org/appendxc_1.html#III (page consultée le 20 juin 2013).
- Even, William E. et David A. Macpherson. 1993. « The Decline of Private-Sector Unionism and the Gender Wage Gap ». *The Journal of Human Resources* 28 (no 2) : 279-296.
- Elsby, Michael W. L., Bart Hobijn et Aysegul Sahin. 2010. « The Labor Market in the Great Recession ». *Brookings Papers on Economic Activity* 41 (no 1) : 1-69.
- États-Unis. U.S. Bureau of Labor Statistics. 2011. *Women in the Labor Force: A Databook*. Washington DC : U.S. Bureau of Labor Statistics.
- Fields, Judith et Edward N. Wolff. 1995. « Interindustry wage differentials and the gender wage gap ». *Industrial and Labor Relations Review* 49 (no 1) : 105-120.
- Firpo, Sergio, Nicole M. Fortin et Thomas Lemieux. 2007. « Unconditional Quantile Regressions ». *NBER technical worker paper* 339.
- Firpo, Sergio, Nicole M. Fortin et Thomas Lemieux. 2009. « Unconditional Quantile Regressions ». *Econometrica* 77 (no 3) : 953-973.
- Firpo, Sergio, Nicole M. Fortin et Thomas Lemieux. 2011. « Decomposition methods in economics ». Dans O. Ashenfelter et D. Card, dir., *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, 1-102.

- Fortin, Nicole et Thomas Lemieux. 1998. « Rank Regressions, Wage Distributions, and the Gender Gap ». *Journal of Human Resources* 33 (no 3) : 610-643.
- Geddes, Lori A. et John S. Heywood. 2003. « Gender and Piece Rates, Commissions, and Bonuses ». *Industrial Relations* 42 (no 3) : 419-444.
- Goldin, Claudia. 1990. *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*. New York : Oxford University Press.
- Goldin, Claudia. 2006. « The Quiet Revolution That Transformed Women's Employment, Education, and Family ». *American Economic Review* 96 (no 2) : 1-21.
- Gunderson, Morley. 1989. « Male-Female Wage Differentials and Policy Responses ». *Journal of Economic Literature* 27 (no 1) : 46-72.
- Gupta, Nabanita Datta, Ronald L. Oaxaca et Nina Smith. 2006. « Analysing trends in US and Danish gender wage gaps in the 1980s and 1990s ». *Applied Economics Letters* 13 (no 10) : 643-647.
- Heckman, James J. 1976. « The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models ». *Annals of Economics and Social Measurement* 5 (no 4) : 475-492.
- Heckman, James J. 1979. « Sample Selection Bias as a Specification Error ». *Econometrica* 47 (no 1) : 153-162.
- Hegewisch, Ariane, Claudia Williams et Vanessa Harbin. 2012. « The Gender Wage Gap by Occupation ». *Institute for Women's Policy Research* April IWPR #C350a.
- Heywood, John S. 1989. « Wage Discrimination by Race and Gender in the Public and Private Sectors ». *Economic Letters* 29 (no 1) : 99-102.
- Heywood, John S. et Daniel Parent. 2012. « Performance Pay and the White-Black Wage Gap ». *Journal of Labor Economics* 20 (no 2) : 249-290.
- Hirsch, Barry T. et David A. 2003. « Union Membership and Coverage Database from the Current Population Survey ». *Industrial and Labor Relations Review* 56 (no 2) : 349-354.
- Hirsch, Barry T. et Edward J. Schumacher. 2004. « Match Bias in Wage Gap Estimates Due to Earnings Imputation ». *Journal of Labor Economics* 22 (no 3) : 689-722.
- Hoynes, Hilary, Douglas L. Miller et Jessamyn Schaller. 2012. « Who Suffers during Recession? ». *Journal of Economic Perspectives* 26 (no 3) : 27-48.
- Jann, Ben. 2008. « The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models ». *The Stata Journal* 8 (no 4) : 453-479.
- Jaeger, David A. 1997. «Reconciling the new census- bureau education questions: Recommendations for researchers». *Journal of Business and Economic Statistics* 15: 300-309.

- Jarrel, Stephen B. et T.D Stanley. 2004. « Declining Bias and Gender Wage Discrimination? A Meta-Regression Analysis ». *Journal of Human Resources* 39 (no 3) : 828-838.
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy et Brooks Pierce. 1991. « Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence ». Dans Marvin H. Kusters, dir., *Workers and Their Wages*, AEI Press, 107-143.
- Jones, F. L. 1983. « On Decomposing the Wage Gap: A Critical Comment on Blinder's Method ». *Journal of Human Resources* 18 (no 1) : 126-130.
- Kandil, Magda et Jeffrey G. Woods. 2002. « Convergence of the Gender Gap Over the Business Cycle: A Sectoral Investigation ». *Journal of Economics and Business* 54 (no 3) : 271-292.
- Kassenböhmer, Sonja et Mathias Sinning. 2010. « Distributional Changes in the Gender Wage Gap ». ANU Working Papers in Economics and Econometrics No. 532.
- Kline, Patrick. 2011. « Oaxaca-Blinder as a Reweighting Estimator ». *American Economic Review* 101(no 3) : 532-537.
- Kochhar, Rakesh. 2011. « In Two Years of Economic Recovery, Women Lost Jobs, Men Found Them ». *Pew Social & Demographic Trends* : 1-25.
- Koenker, Roger et Gilbert Basset Jr. 1978. « Regression Quantiles ». *Econometrica* 46 (no 1) : 33-50.
- Korenman, Sanders et David Neumark. 1991. « Does Marriage Really Make Men More Productive? ». *The Journal of Human Resources* 26 (no 2) : 282-307.
- Leibbrandt, Andreas et John A. List. 2012. « Do Women Avoid Salary Negotiations? Evidence from a Large Scale Natural Field Experiment ». NBER Working Paper No. 18511.
- Lemieux, Thomas. 2006. « The "Mincer equation", thirty years after schooling, experience, and earnings ». Dans Shoshana Grossbard, dir., *Jacob Mincer, A Pioneer of Modern Labor Economics*. New York : Springer Science+Business Media.
- Lynch, Lisa. 1992. « Private-Sector Training and the Earnings of Young Workers ». *American Economic Review* 82 (no 1) : 299-312.
- Machado, José A.F et José Mata. 2005. « Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression ». *Journal of Applied Econometrics* 20 (no 4) : 445-465.
- Madden, Janice. 2012. « Performance-Support Bias and the Gender Pay Gap among Stockbrokers ». *Gender & Society* 26 (no 3) : 488-518.
- Marchand, Joseph et Sara Olfert. 2013. « The US Gender Gap through the Great Recession Using an Alternative Approach to Cyclicalities ». *Applied Economics Letters* 20 (no 3) : 276-281.

- McFadden, Daniel L. 1973. « Conditional logit analysis of qualitative choice behavior ». Dans P. Zarembka, dir., *Frontiers in Econometrics*. New York : Academic Press.
- Meyer, Peter B. et Anastasia M. Osborne. 2005. « Proposed Category System for 1960-2000 Census Occupations ». Bureau of Labor Statistics, Working papers no 383.
- Mincer, Jacob. 1958. « Investment in human capital and personal income distribution ». *Journal of Political Economy* 66 (no 4) : 281-302.
- Miller, Paul W. 2008. « The Gender Pay Gap in the US: Does Sector Make a Difference? ». *Journal of Labor Research* 30 (no 1) : 52-74.
- Nezlek, George et Gerald DeHondt. 2010. *An Empirical Investigation of Gender Wage Differences in Information Systems Occupations : 1991-2008* (actes d'un colloque tenu dans le cadre du 43rd Hawaii International Conference on System Sciences, à Manoa, du 4 au 7 janvier 2011).
- Neuman, Shoshana et Ronald L. Oaxaca. 1998. « Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity-Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and An Illustration from Israel ». *CEPR Discussion Paper Series No. 1915*.
- Nicaise, Ides. 2001. « Human Capital, Reservation Wages, and Job Competition : Heckman's Lambda Reinterpreted ». *Applied Economics* 33 (no 3) : 309-315.
- Oaxaca, Ronald L.. 1973. « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets ». *International Economic Review* 14 (no 3) : 693-709.
- Oaxaca, Ronald L. et Michael R. Ransom. 1994. « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics* 61: 5-21.
- Oaxaca, Ronald L. et Michael R. Ransom. 1999. « Identification in Detailed Wage Decompositions ». *The Review of Economics and Statistics* 81: 154-157.
- O'Neil, June. 1985. « The Trend in the Male-Female Wage Gap in the United-States ». *Journal of Labor Economics* 3 (no 1) : S91-S116.
- O'Neill, June. 2003. « The Gender Gap in Wages, circa 2000 ». *American Economic Review* 93 (no 2) : 309-314.
- O'Neil, June et Solomon Polachek. 1993. « Why the Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s ». *Journal of Labour Economics* 11 (no 1) : 205-228.
- Park, Seonyoung et Donggyun Shin. 2005. « Explaining procyclical male-female wage gaps ». *Economic Letters* 88 : 231-235.
- Parzen, Emanuel. 1962. « On Estimation of a Probability Density Function and Mode ». *Annals of Mathematical Statistics* 22 (no 3) : 1065-1076.
- Philippon, Thomas et Ariell Reshef. 2012. « Wages and human capital in the U.S Finance Industry : 1909-2006 ». *The Quarterly Journal of Economics* 127 (no 4) : 1-59.

- Polachek, Solomon W. et John Robst. 2001. « Trends in the Male-Female Wage Gap: The 1980s Compared with the 1970s ». *Southern Economic Journal* 67 (no 4) : 869-888.
- Puhani, Patrick A. 2000. « The Heckman Correction for Sample Selection and its Critique ». *Journal of Economic Surveys* 14 (no 1) : 53-68.
- Reimers, Cordelia W. 1983. « Labor Market Discrimination against hispanic and black men ». *The Review of Economics and Statistics* 65 (no 4) : 570-579.
- Shannon, Michael et Michael Kidd. 2003. « Projecting the U.S Gender Wage Gap 2000-40 ». *Atlantic Economic Journal* 31 (no 4) : 316-329.
- Schmitt, John. 2003. « Creating a consistent hourly wage series from the Current Population Survey's Outgoing Rotation Group, 1979-2002. ». Washington, DC : Center for Economic and Policy Research.
- Stock, James H et Mark W. Watson. 2010. « Distribution of quarterly values of GDP/GDI across months within the quarter ». NBER Research Memorandum.
- Tobin, James. 1958. « Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables ». *Econometrica* 26 (no 1) : 24-36.
- U.S Census Bureau. 2011. « Occupation Classification ». En ligne. <http://www.census.gov/cps/files/Occupation%20Codes.pdf> (page consultée le 22 février 2014).
- Waldfogel, Jan. 1998. « Understanding the 'Family Gap' in Pay for Women with Children ». *Journal of Economic Perspectives* 12 (no 1) : 137-156.
- Wood, Robert G., Mary E. Corcoran et Paul N. Courant. 1993. « Pay Differences among the Highly Paid: The Male-Female Earnings Gap in Lawyers ». *Journal of Labor Economics* 11 (no 3) : 417-441.
- Weinberger, Catherine. 1998. « Race and Gender Wage Gaps in the Market for Recent College Graduates ». *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 37 (no 1) : 67-84.
- Welch, Finis. 2000. « Growth in Women's Relative Wages and in Inequality among Men: One Phenomenon or Two? ». *American Economic Review* 90 (no 2) : 444-449.
- Wellington, Alison J. 1993. « Changes in the Male/Female Wage Gap, 1976-1985 ». *The Journal of Human Resources* 28 (no 2) : 383-411.
- Yun, Myeong-Su. 1999. « Generalized Selection Bias and The Decomposition of Wage Differentials ». Institute for the Study of Labor Discussion Papers 69.
- Yurtoglu, B. Burcin et Christine Zulehner. 2007. « The gender wage gap in top corporate jobs is still there ». *University of Vienna, Department of Economics: Vienna Economics Papers*.

Zelner, Arnold. 1962. « An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias ». *Journal of the American Statistical Association* 57 (no 298) : 348-368.

