
DOCUMENT
DE TRAVAIL
N° 370

ÉVOLUTION DES INÉGALITÉS SALARIALES EN FRANCE :
LE RÔLE DES EFFETS DE COMPOSITION

Gregory Verdugo, Henri Fraisse et Guillaume Horny

Mars 2012



**ÉVOLUTION DES INÉGALITÉS SALARIALES EN FRANCE :
LE RÔLE DES EFFETS DE COMPOSITION**

Gregory Verdugo, Henri Fraisse et Guillaume Horny

Mars 2012

Les Documents de travail reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-france.fr ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website “www.banque-france.fr”.

Évolution des Inégalités Salariales en France: le Rôle des Effets de Composition

**Gregory Verdugo
Henri Fraise
Guillaume Horny**

Banque de France

Adresse : 31 rue Croix des petits champs, 75049 Paris Cedex 01

Contact : gregory.verdugo@banque-france.fr ; henri.fraise@banque-france.fr ;
guillaume.horny@banque-france.fr

Nous avons bénéficié des commentaires de deux rapporteurs anonymes.

Évolution des Inégalités Salariales en France: le Rôle des Effets de Composition

Résumé

Cet article étudie l'évolution de la distribution des salaires en France de 1990 à 2008. Nous isolons l'effet des variations de la probabilité d'emploi et de la qualification de l'effet des changements du prix du travail. Contrairement à d'autres pays développés, les inégalités à la fois dans le bas et dans le haut de la distribution entre le premier et le dernier décile reculent chez les hommes et les femmes. La période récente peut ainsi être qualifiée de période de "grande compression" salariale entre le premier et le dernier décile. La baisse des rendements de l'éducation et de l'expérience sur la période a produit une structure des salaires en 2008 parmi la plus égalitaire jamais observée en France depuis les années 1960.

Mots clés : Inégalité salariale, France

Codes JEL : J3, D3

Changes In Wage Inequality In France : The Impact Of Composition Effects

This paper investigates the recent changes in the French wage structure from 1990 to 2008. To do so, we disentangle the impact of changes in employment probability, changes in the levels of education and experience and changes in the price of labor. Unlike other developed countries, we find that upper and lower tail inequality decline between the first and the last decile for male and female. The recent period thus could be described as a period of "great compression" of wages between the first and the last decile. As a result, the decline in education and experience returns has produced one of the most egalitarian wage structure ever observed in France since the 1960s.

Keywords: Wage Inequality, France

JEL Classification: J3, D3

INTRODUCTION

L'évolution du salaire moyen est un indicateur macroéconomique majeur observé avec attention aussi bien par les décideurs politiques que les économistes. Le salaire est la principale source de revenu pour de nombreux ménages mais également une composante importante du coût du travail. Toutefois, l'évolution agrégée de la distribution des salaires reflète potentiellement aussi bien des changements de prix que des changements dans la structure de la population active. La distribution des salaires dépend ainsi "mécaniquement", c'est-à-dire même en l'absence d'un changement des prix du travail, de la composition de la population active. Ainsi, les évolutions des caractéristiques de la main d'oeuvre peuvent masquer aussi bien des changements tendanciels que cycliques du prix du travail qui affectent l'économie. Selon certains auteurs, les effets de compositions à eux seuls peuvent expliquer l'évolution récente des inégalités aux États-Unis: d'après Lemieux [2006], l'augmentation récente des inégalités salariales résiduelles aux États-Unis serait le résultat principal de l'augmentation du niveau d'éducation et du vieillissement de la population.

Il est donc important de savoir si les variations observées de la distribution des salaires sur de longues périodes sont dues à des changements de prix ou à des changements de composition de la force de travail. Une hausse des inégalités salariales provoquée par le fait que la population soit plus éduquée a des implications différentes qu'une situation où l'écart de salaire entre diplômés du supérieur et les autres s'accroît. Dans le premier cas, la hausse de l'inégalité reflète principalement l'évolution des différents types de qualification dans la population active, tandis que dans le second cas, elle reflète des évolutions divergentes du niveau de rémunération entre types de travail.

Cette question est particulièrement importante dans le cas de la France, où le niveau d'éducation moyen de la force de travail a augmenté rapidement depuis le début des années 1990. Ainsi, l'enquête Emploi indique que la part des salariés masculins avec au moins le niveau bac est passée de 19% en 1990 à 32% en 2008¹. Cette évolution a eu vraisemblablement des conséquences majeures sur la distribution des salaires, qui sont intéressantes à explorer pour comprendre les évolutions récentes des inégalités salariales en France.

L'objectif de cet article est d'étudier l'évolution des salaires en France de 1990 à 2008 en tentant d'identifier le rôle respectif des prix et des quantités². Afin de mettre en perspective nos résultats, nous comparons ces évolutions récentes avec celles s'étant produites de 1960 à 1990 en France, puis avec celles observées aux États-Unis, au Royaume-Uni et en Allemagne sur la période. Notre modèle de base, suivant la tradition de Oaxaca [1973], Blinder [1973] ou plus récemment Juhn et al. [1993], décompose ainsi l'évolution des salaires par *les changements des caractéristiques des individus en emploi* (effets composition) et *l'évolution du rendement de ces caractéristiques* (effets prix). Nous quantifions l'importance relative de ces deux effets. Parmi les effets de composition, en raison des variations fortes du chômage au cours de la période, nous distinguons les *effets d'emploi* des *effets de qualification*:

- Les *effets d'emploi* désignent les variations individuelles de la probabilité d'être employé au cours du temps. Lors des retournements de conjoncture par exemple, les individus ayant des caractéristiques particulières, comme les non-qualifiés par exemple, peuvent avoir une plus grande probabilité de perdre leur emploi et ainsi d'être au chômage ou inactifs. L'évolution du salaire moyen va refléter ces changements de composition si ce sont les mieux payés qui restent employés lors des retournements de conjoncture (Solon et al. [1994]).

¹ Calculs des auteurs. La construction des données est détaillée plus bas.

² Notre étude se restreint à cette période de 18 ans pour des raisons principalement techniques, les salaires n'étant pas disponibles dans l'enquête Emploi avant 1990 (voir plus bas).

- *L'effet de qualification* : au cours du temps, la composition de la population se modifie sous l'effet de l'augmentation du niveau d'éducation ou de l'âge moyen de la population par exemple. Même si la probabilité d'être employé d'un groupe reste constante au cours du temps, sa part dans la population est modifiée par l'augmentation du nombre d'individus présentant ces caractéristiques. L'évolution du salaire moyen est ainsi affectée mécaniquement par l'augmentation du niveau d'éducation ou de l'expérience moyenne sur le marché du travail, même en l'absence d'un changement de prix relatif du travail.

Nous décomposons l'évolution de la distribution des salaires en construisant des densités contrefactuelles de salaire. Sous certaines hypothèses, elles auraient été observées si la probabilité d'emploi et la distribution des caractéristiques observables, étaient restées les mêmes. Pour construire ces densités, nous utilisons une variante de la méthode développée par DiNardo et al. [1996] (DFL par la suite). DFL peut s'interpréter comme une généralisation à la construction de densités contrefactuelles de la décomposition classique d'Oaxaca-Blinder. Elle consiste à pondérer les observations individuelles afin que la distribution des caractéristiques choisies soit identique à celle de l'année de référence¹. Estimer des densités contrefactuelles permet de calculer les évolutions de différents indicateurs d'inégalités et de rendement des caractéristiques².

Les résultats indiquent d'abord que les modifications des probabilité d'emploi des travailleurs à bas salaires ont tiré le salaire moyen vers le haut dans les années 1990: les effets d'emploi apparaissent ainsi importants dans les années 1990, spécifiquement entre 1993 et 1999 qui est une période de chômage important. Ils reviennent à leur niveau d'avant 1990 dans les années 2000. Les variations des probabilités d'emploi entre groupes de qualification apparaissent ici de nature cyclique. Deuxièmement, les résultats de notre décomposition indiquent de nombreux changement du prix relatif du travail entre groupe d'éducation et d'expérience durant la période observée, qui est une période de fort accroissement du niveau d'éducation de la population. En gardant constante la qualification de la population active, on observe une stagnation des salaires dans les années 1990, suivie dans les années 2000 par une hausse des bas salaires et une baisse des hauts salaires. Ces évolutions ont produit une diminution remarquable des inégalités salariales en France sur la période entre groupes d'éducation et d'expérience. La diminution du rendement de l'éducation compensant l'augmentation du nombre d'éduqués, ces deux effets se sont parfaitement compensés sur le haut de la distribution. Sur un plus long terme,

¹ Les résultats de Hirano et al. [2003] et Firpo [2007] montrent que la méthode DFL est asymptotiquement efficace. Des méthodes récentes ont été récemment proposées utilisant les régressions de quantiles par Mata et Machado [2005] ou Chernozhukov et al. [2009] par exemple. Ces méthodes nécessitent d'estimer des modèles séparés pour un large nombre de points de la distribution ce qui implique de faire de nombreuses hypothèses paramétriques potentiellement non valides.

² Supposons par exemple que nous souhaitons connaître l'effet de l'augmentation du niveau d'éducation sur l'évolution de la distribution des salaires entre 1990 et 2000 en prenant 1990 comme année de référence. Pour cela, nous construisons une densité contrefactuelle des salaires qui aurait été observée en 2000 si la composition de la population en termes de distribution de l'éducation avait été celle de l'an 1990. Toutefois, cette densité est calculée en utilisant les prix du travail observés en l'an 2000. Cette densité contrefactuelle est construite en pondérant chaque individu observé en 2000 afin de rendre la distribution de l'éducation identique à celle de 1990. L'observation des différences entre les densités observées en 1990 et 2000 et celle contrefactuelle construite pour 2000 indique ainsi l'impact que les différences de niveau d'éducation ont eu sur l'évolution des salaires entre 1990 et 2000. Nous obtenons ainsi une densité contrefactuelle purgée des effets de composition qui nous permet d'estimer l'effet de l'augmentation du niveau d'éducation sur les salaires.

on observe depuis 1975 une période de compression des salaires entre le premier et le dernier décile. En 2008, la distribution des salaires est ainsi une des plus égalitaire jamais observée en France. Enfin, l'article met en évidence que l'évolution des inégalités en France est à rebours de celle observées aux États-Unis ou au Royaume-Uni et dans une moindre mesure en Allemagne. Contrairement à ces pays, la France connaît une plus forte dispersion dans les années 1960 suivie d'une réduction des inégalités dans les 20 dernières années.

Certaines limites des résultats de l'article doivent être soulignées. Tout d'abord, nos résultats ne signifient pas que les inégalités *dans leur ensemble* diminuent. La distribution des salaires n'est en effet qu'un indicateur parmi d'autre de l'évolution des inégalités sociales. Pour mesurer les inégalités de revenus dans leur ensemble, il convient de prendre en compte les évolutions de la probabilité de chômage ou les inégalités de patrimoine (Pujol et Tomasini [2009]). Enfin, la réduction de la dispersion des inégalités salariale décrite dans cette article se limite à l'évolution des écarts interdéciles des employés à plein temps (voir plus bas) entre le premier et neuvième décile, P90 et P10¹, dans lequel se situe le salaire de 80% des employés. Ces indices mesurant l'évolution des écarts de salaires d'une très grande partie de la population sont ceux qui sont traditionnellement utilisés dans la plupart des études sur les salaires. Toutefois, ils ne traduisent pas l'évolution du haut de la distribution après P90 qui a fait l'objet de nombreuses attentions ces dernières années². Ainsi, Amar [2010] étudiant l'évolution des salaires en P99 avec des données administratives quasi-exhaustives montre que les très hauts salaires ont progressé bien plus rapidement que la moyenne ou P90 entre 2002 et 2009. La réduction des inégalités en dessous de P90 que nous documentons s'accompagne d'une hausse des inégalités au dessus de P90, soit en d'autre termes une hausse des très hauts salaires. Dans le cadre de cet article, en raison des limites des données accessibles, il ne nous est pas possible d'étudier sans trop d'erreurs de mesure les évolutions des parties extrêmes de la distribution et nous choisissons de ne pas prendre en compte les très hauts revenus.

De nombreux articles ont précédemment exploré les changements récents de la structure des salaires en France mais en utilisant principalement des données administratives (DADS), qui ne contiennent pas d'informations individuelles sur le niveau d'éducation. Cela explique que le lien entre le rendement des qualifications et les changements de la structure des salaires que nous explorons en détail ici ait été relativement négligé. Un excellent résumé de la littérature académique récente sur la structure des salaires en France, basée sur les DADS principalement, peut ainsi être trouvé dans Atkinson [2008] et Piketty [2001]. D'autres articles ont étudié les évolutions de la structure des salaire en France afin de déterminer si, comme aux États-Unis, l'évolution récente des salaires était liée à des changement technologique biaisés en faveur des plus qualifiés. Card et al. [1999] ont ainsi comparé l'évolution de la structure des salaires en France, au Canada et aux États-Unis dans les années 1980. Leur article ne trouve pas de lien entre l'utilisation de l'informatique au travail et les changements ultérieurs de salaires en France, contrairement aux États-Unis. De même, Goux et Maurin [2000] concluaient que les changements de l'inégalité des salaires en France étaient d'origine principalement institutionnelles et trouvent peu de support pour l'hypothèse de changement technologique biaisé. Récemment, Kramarz et Perez-Duarte [2009] ont étudié les changements de la structure des salaires entre 1977 et 1997 en utilisant les DADS. Comme dans notre article, ils trouvent que, durant cette période, la croissance des salaires a été concentrée sur les déciles inférieurs.

La première section présente la méthodologie utilisée dans cette étude. La deuxième section décrit les données. La troisième section présente les résultats de notre décomposition pour la France accompagnés de questionnements plus spécifiques sur l'évolution du salaire horaire, du

¹ Nous notons les centiles en utilisant la notation anglo-saxonne courante dans la littérature scientifique: P10 fait ainsi référence au 10ème centile, P signifiant *percentile*.

² Voir Piketty [2001,2003] pour une étude des hauts revenus sur un siècle en France.

salaires minimum et sur l'importance des erreurs de mesure. Les résultats sont placés dans une perspective internationale et de long terme dans la section 4. La dernière section conclut.

MÉTHODOLOGIE

Cette section décrit notre procédure de construction de densités contrefactuelles de salaire inspirée de l'adaptation par Chiquiar et Hanson [2005] de la méthode développée initialement par DiNardo et al. [1996]. Soit $h(x/t_x = T, D_i = 1)$ la densité des caractéristiques x observées l'année T , et D_i une variable indicatrice égale à un si l'individu i est employé et égale à zéro sinon. Nous définissons par $f(w/x, t_w = t)$ la densité des salaires w l'année t conditionnellement à x . Par définition, la densité observée des salaires l'année T est:

$$g(w/t_w = t_x = T, D_i = 1) = \int f(w/x, t_w = T)h(x/t_x = T, D_i = 1)dx.$$

Soient deux années T et T' . Les différences de densité entre ces deux années peuvent provenir de:

1. Changements du prix des caractéristiques observables entre les deux périodes, c'est-à-dire de différences entre $f(w/x, t_w = T)$ et $f(w/x, t_w = T')$
2. De différences dans la distribution des caractéristiques observées x pour les travailleurs $h(x/t_x = T, D_i = 1)$ et $h(x/t_x = T', D_i = 1)$

La densité contrefactuelle des salaires avec les prix en T peut ainsi s'écrire en fonction de la distribution des caractéristiques en T' :

$$g(w/t_x = T', t_w = T) = \int f(w/x, t_w = T)h(x/t_x = T', D_i = 1)dx$$

Cette distribution $g(w/t_x = T', t_w = T)$ n'est pas observée. Il est possible de réécrire l'expression précédente en fonction de la densité observée:

$$g(w, t_x = T', t_w = T) = \int \theta f(w/x, t_w = T)h(x/t_x = T, D_i = 1)dx$$

avec $\theta = \frac{h(x/t_x = T', D_i = 1)}{h(x/t_x = T, D_i = 1)}$ par définition. DiNardo et al. [1996] (sous certaines hypothèses)

proposent d'estimer cette densité contrefactuelle en repondérant la densité observée afin qu'elle reflète les caractéristiques des travailleurs en T' . On remarque que le théorème de Bayes permet

de décomposer le poids θ en $\theta = k\theta^p\theta^q$, où $k = \frac{\Pr(t = T, D_i = 1)}{\Pr(t = T', D_i = 1)}$ est une constante qui

correspond au ratio entre le nombre d'individus dans l'échantillon en T et T' , et

$$\theta^p = \frac{\Pr(D_i = 1 / t_x = T', x)}{\Pr(D_i = 1 / t_x = T, x)}$$

et

$$\theta^q = \frac{\Pr(t_x = T' / x)}{\Pr(t_x = T / x)}.$$

Le premier ratio θ^p ajuste la densité des salaires afin de refléter les différences dans les taux d'emploi entre les années. Le second ratio θ^q ajuste la densité des salaires afin de refléter les différences de caractéristiques de la population active dans l'année de référence. Le poids complet θ tient ainsi compte des différences de distribution de observables et de la probabilité d'emploi entre groupes.

Afin d'estimer les poids concernant l'effet d'emploi, nous estimons $\Pr(D_i = 1 / t_x = T', x)$ en utilisant des modèles flexibles de la probabilité d'être employé sur le marché du travail à temps complet. Tout d'abord, nous estimons θ^p par un logit de la probabilité qu'un individu avec des caractéristiques x soit employé à temps plein l'année T en combinant les observations de l'année T et T' . Nous estimons ensuite θ^o par un logit de la probabilité qu'un individu soit présent dans l'échantillon l'année T par rapport à l'année T' conditionnellement à ses observables x . En pratique, il s'agit de combiner les échantillons des années T et T' , et de régresser une indicatrice égale à 1 si l'individu est présent dans l'échantillon de l'année T sur les observables x_i . Une fois ces modèles estimés, on peut construire les poids θ pour chaque observation j dans l'échantillon en utilisant les formules précédentes.

Les observables pris en compte dans l'étude pour estimer les divers logit sont 6 niveaux de diplômes, 9 groupes d'âges et leurs interactions¹. Nous distinguons les niveaux d'éducation ainsi: sans diplômes, niveau CAP, niveau BEPC, Niveau Bac, Niveau Bac+2, et niveau Supérieur. Nous découpons les classes d'âge de la manière suivante: moins de 25, et 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54, 55-60 et plus de 60. Nous contrôlons ainsi en pratique pour l'évolution de la distribution des employés entre 54 cellules d'éducation et d'expérience du fait des interactions. Nos régressions logit sont ainsi de la forme pour chaque année t :

$$y_{ijlt} = \Gamma_{jt} + \Gamma_{lt} + \Gamma_{jlt} + \epsilon_{ijlt}$$

où j et l dénotent l'appartenance à un groupe d'expérience et d'éducation spécifique pour un individu i et Γ_{jt} , Γ_{lt} et Γ_{jlt} sont des effets fixes pour respectivement chaque groupe d'expérience, d'éducation, et pour l'interaction entre les groupes d'éducation et d'expérience.

Ce modèle est ainsi suffisamment flexible pour autoriser d'éventuels effets de cohortes dans le rendement de l'éducation ou des variations du rendement de l'expérience. Le modèle prédisant l'emploi est estimé pour chaque année en utilisant la population incluse dans l'enquête Emploi d'âge entre 16 et 65 ans².

Deux limites de cette méthode, comme de toute décomposition, doivent être mentionnées : tout d'abord elle ne prend pas en compte les *effets d'équilibre général* qui peuvent se produire suite au changement des quantités relatives de chaque type de travail offertes dans la population. Si le rendement de l'éducation est une fonction décroissante de la quantité de personnes éduquées dans l'économie, notre construction de la densité contrefactuelle ne prend pas cet effet en compte puisqu'elle utilise les prix correspondant à l'équilibre sur le marché du travail d'une année donnée. Une seconde limite est que nous ne contrôlons par définition que *l'effet des caractéristiques observables* des individus. Ainsi, pour avoir une interprétation causale des séries contrefactuelles en terme de variation de prix et de quantité, nous devons supposer qu'il n'existe pas en parallèle de variations de la distribution des inobservables à l'intérieur des cellules. Si il existe des changements de la distribution des inobservables à l'intérieur des groupes d'éducation et d'expérience, notre décomposition confond potentiellement l'effet des changements de prix des changements de la distribution des inobservables³.

¹ Il est traditionnel d'introduire des variables telles que le statut marital ou la qualité d'immigré dans les régressions de salaire. Suivant Lemieux [2006], nous utilisons simplement ici dans un premier temps l'éducation et l'âge ou l'expérience afin de se restreindre à des mesures de qualification basiques.

² L'expérience potentielle étant calculée en fonction du diplôme et de l'âge, notre modèle de base, comprenant des interactions entre diplôme et âge, contrôle ainsi de manière équivalente l'effet spécifique de l'expérience entre groupes d'éducation.

³ Voir par exemple Chay et Lee [2000] pour une étude des variations des rendements des observables et des inobservables.

DONNÉES

Nos données proviennent de l'enquête Emploi 1990-2002 et de l'enquête Emploi en continu de 2003 à 2008¹. Nous incluons tous les individus âgés entre 16 et 65 ans. Afin de limiter les erreurs de mesure, nous nous concentrons sur les salariés et nous excluons les travailleurs indépendants. Nous restreignons également notre échantillon aux salariés travaillant à temps complet. Cette restriction est traditionnelle dans les études sur la structure des salaires (Katz et Murphy [1992]) et a pour objectif d'obtenir une mesure des variations de salaire perturbée le moins possible par d'éventuelles erreurs de mesures sur le nombre d'heures de travail. Nos probabilités d'emploi sont ainsi définies dans ce cas comme la probabilité de travailler à temps complet. Des détails supplémentaires sur le choix de la variable de salaire utilisée sont indiqués en annexe.

Cette restriction aux salariés à temps complet peut introduire un biais de sélection important si l'on s'intéresse à la distribution des salaires sur l'ensemble des salariés. Cette limitation est particulièrement problématique en ce qui concerne les femmes, car la part d'employées à temps partiel varie au cours du cycle et augmente tendanciellement sur la période. Le tableau 1 présenté plus bas indique que sur la période l'incidence du temps partiel chez les employés augmente de 24 à 30% pour les femmes entre 1990 et 2008 contre 3 à 6% pour les hommes. Afin d'évaluer la robustesse des résultats à cette restriction aux salariés à temps complet, nous présentons également des résultats utilisant un salaire horaire dans la section 3.4. Les détails de la construction du salaire horaire sont donnés en annexe.

Malgré ces restrictions, il existe de nombreuses observations de salaires très inférieures au salaire minimum (SMIC) qui sont vraisemblablement des erreurs de mesures. Ces observations peuvent avoir un impact non négligeable sur l'estimation de la moyenne et la variance des salaires. Nous suivons le reste de la littérature en éliminant ces observations aberrantes. Nous éliminons les individus travaillant à temps complet dont le salaire est inférieur au salaire minimum moins 20%. En pratique, cela revient à éliminer au plus 3% des observations individuelles annuelles sur la période.

Afin de calculer un salaire réel, nous utilisons l'indice des prix à la consommation en base 2005 pour calculer des salaires en euros de 2005. Les calculs statistiques utilisent les poids de sondage fournis dans l'enquête Emploi. Enfin, suivant la tradition courante en économie du travail, nous étudions le log du salaire réel et la distribution du log des salaires².

Notre échantillon final contient en moyenne 50 000 observations individuelles annuelles jusqu'en 2002 puis environ 30 000 observations individuelles pour l'enquête Emploi en continu après 2003.

Afin de mettre en perspective nos résultats avec ceux de la littérature utilisant les DADS, nous utilisons également les séries longues de salaires publiées par l'INSEE dans l'Annuaire Statistique de la France (INSEE [2011]). Ces séries comprennent le salaire médian, moyen ainsi que la premier et dernier décile. Elles sont calculées en utilisant l'ensemble des salariés à temps

¹ Les salaires sont disponibles uniquement en tranches dans l'enquête Emploi avant 1990 et ne sont pas recueillis avant 1981 ce qui explique notre choix de nous limiter à cette période récente dans un premier temps. Un problème particulier est posé par le passage à l'enquête Emploi en continu en 2003. Nous avons autant que possible tenté d'harmoniser nos définitions de variables et avons vérifié au cas par cas l'absence de rupture entre 2002 et 2003 pour chaque variable utilisée.

² Par simplicité, lorsque nous parlons du log du salaire moyen, nous nous référons en pratique à la moyenne du log des salaires.

complet du secteur privé et semi-public et de la fonction publique hospitalière, quel que soit le type d'emploi, en France métropolitaine¹.

LES SALAIRES DEPUIS 1990

Nous commentons d'abord l'évolution des principales caractéristiques de l'économie et de la population active entre 1990 et 2009 susceptibles d'avoir influé sur la distribution des salaires. Le tableau 1 décrit ainsi les caractéristiques de la force de travail en 1990, 2000 et 2008. Au niveau macroéconomique, les années 1990 sont caractérisées par une forte hausse du chômage tandis que les années 2000 sont une période de baisse du chômage autour de fluctuations cycliques plus modérées jusqu'en 2008. Ces variations nous permettent ainsi d'étudier l'effet du cycle sur la composition de la force de travail sachant que le taux de chômage minimum est de 7% en 1990 et 2001 alors que le maximum de 11% est atteint en 1994 et 1997. Le tableau indique que les taux d'activité entre groupes ont varié fortement, sur la période. Le taux d'activité des femmes entre 25-55 ans augmente ainsi de 10 points, et de presque 10 points pour les plus de 55 ans par rapport à 1990. Enfin, le niveau d'éducation s'est spectaculairement accru sur la période, continuant une tendance débutée dans les années 1980 (Gurgand et Maurin [2006], Magnac et Thesmar [2002]). Ainsi, la part de diplômés du supérieur chez les salariés a quasiment doublé chez les femmes tandis que simultanément, la part d'employés ne déclarant aucun diplôme a été divisée par deux.

Nous présentons les tendances générales d'évolution du salaire sur la période et des inégalités de salaires dans une première et seconde sous-partie. Dans une troisième sous-partie, nous évaluons si intégrer au modèle d'autres facteurs comme les changements de composition sectorielle et la croissance de la dualisation du marché du travail en France peut aider à expliquer ces évolutions. Une quatrième sous-partie présente les résultats des décompositions en utilisant un salaire horaire. Une cinquième sous-partie compare les évolutions obtenues avec l'enquête Emploi et les DADS. Une sixième sous-partie discute du lien entre le salaire minimum et l'évolution de l'écart entre le premier décile et la médiane.

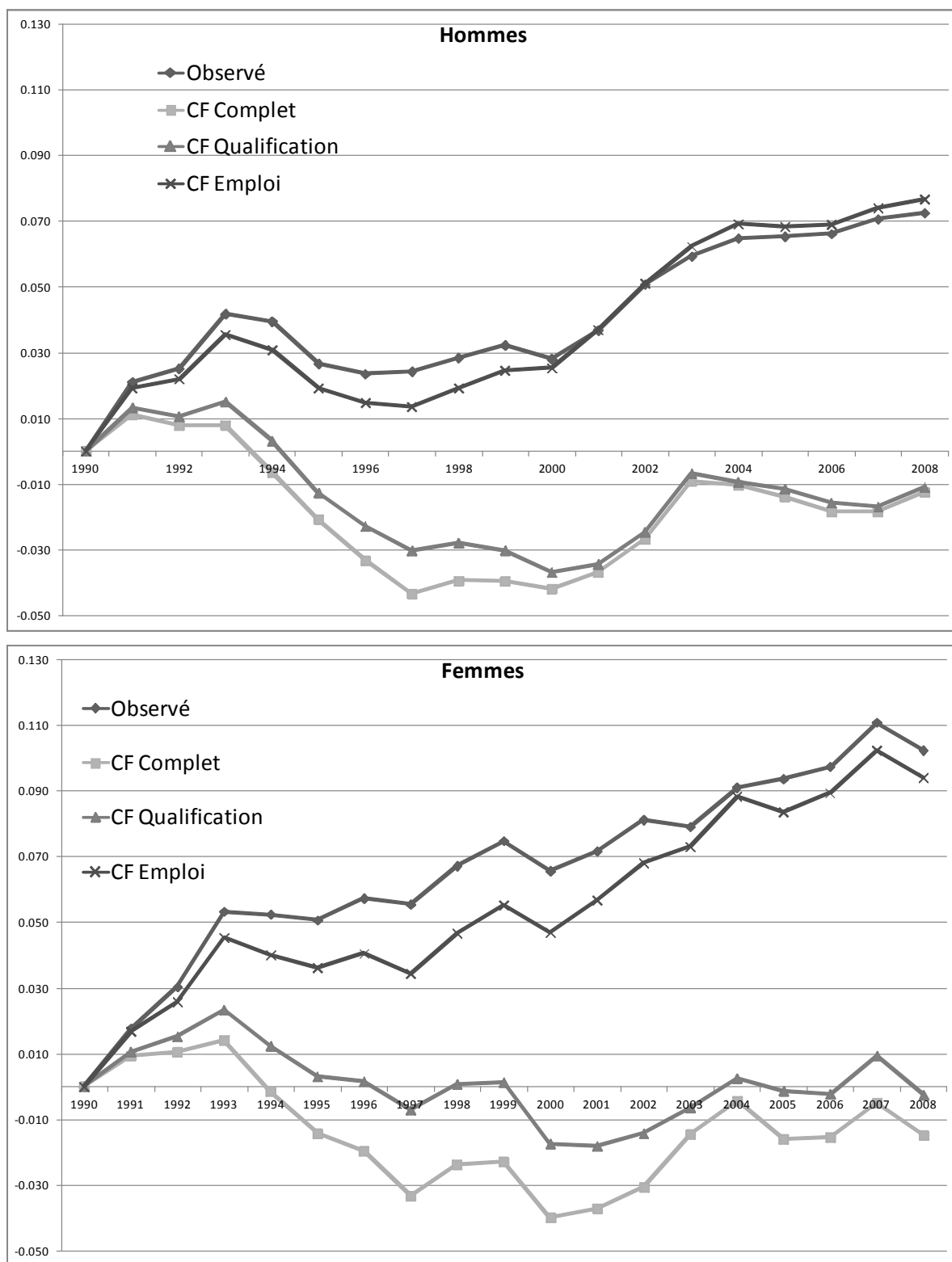
¹ Contrairement à l'enquête Emploi, les salariés de l'agriculture, de la sylviculture, de la pêche, des services domestiques et les agents de la fonction publique de l'État et de la fonction publique territoriale sont exclus du champ.

Tableau 1: Distribution des Caractéristiques de la Population

	Hommes			Femmes		
	1990	2000	2008	1990	2000	2008
<i>Taux d'activité par âge</i>						
moins de 25 ans	39,6	35,4	43,2	37,3	30,6	36,5
25-55 ans	95,3	94,2	94,1	72,3	78,2	82,8
plus de 55 ans	38,7	33,4	39,5	26,3	26,6	35,1
Chômage	7,1	8,5	7,6	12,0	11,9	9,1
Caractéristiques des employés						
<i>Education</i>						
Supérieur	15,5	23,2	27,6	18,4	28,7	34,6
Pas de diplôme	34,5	23,7	17,5	33,0	22,0	15,2
Age moyen	38,9	39,9	40,5	38,4	40,0	41,0
Temps Partiel	3,4	5,4	5,9	23,6	31,0	29,8
Interim	1,3	3,1	2,8	0,7	1,5	1,3
CDD	2,3	3,5	3,8	3,2	4,9	5,9
Immigrés	6,6	8,3	8,8	3,8	6,2	7,6
Public	17,5	18,1	16,0	27,8	29,1	26,7
Services	21,0	28,3	29,7	40,2	52,0	52,7

Sources: *Enquêtes Emploi 1990, 2000, 2008*. Les poids individuels ont été utilisés dans les calculs.

Figure 1: Log du Salaire Moyen Observé et Contrefactuel (base 1990)



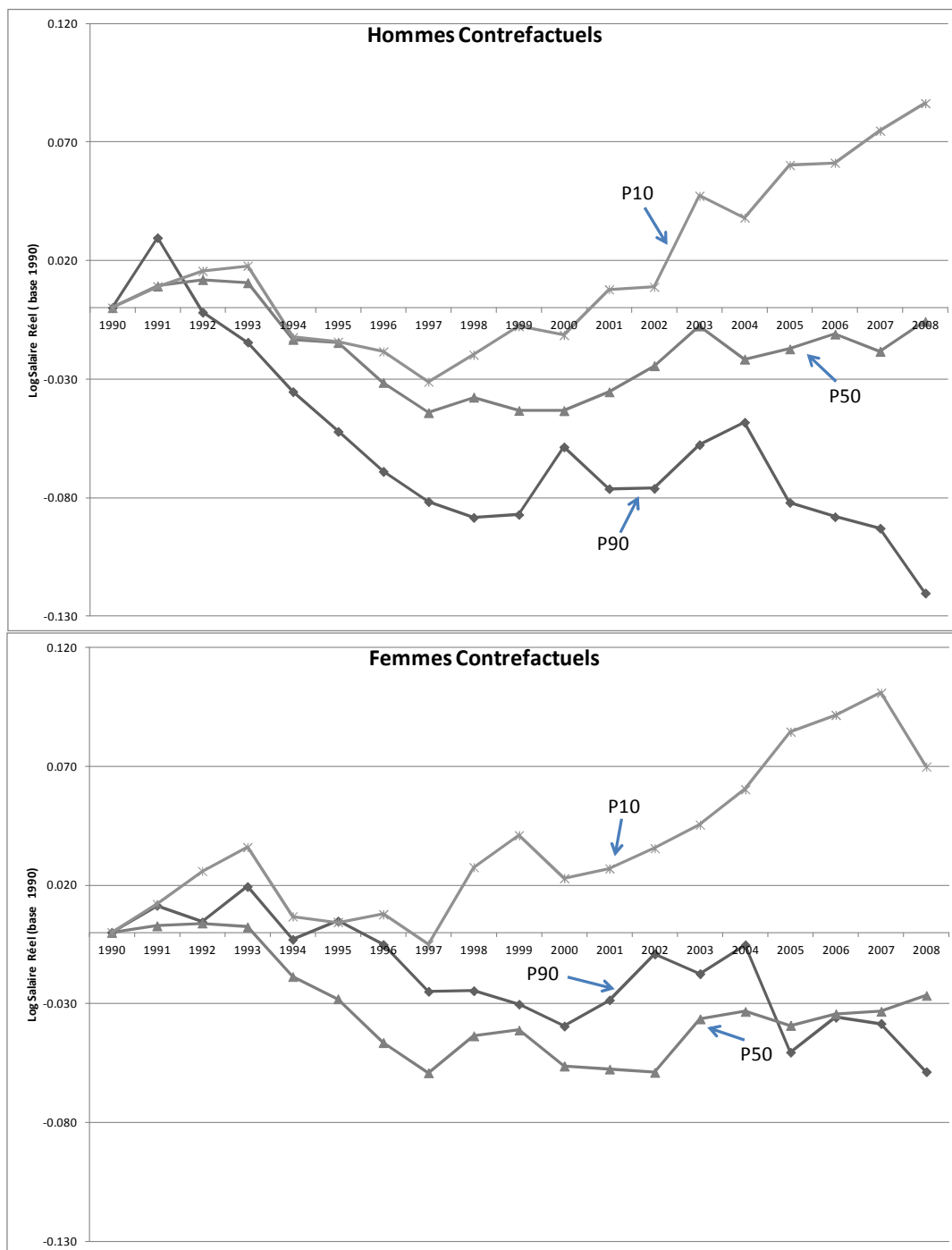
Sources et Notes: enquête Emploi 1990-2008. Les graphiques représentent l'évolution de la moyenne du log du salaire et son évolution contrefactuelle en utilisant comme référence 1990. *CF Qualification*, *Emploi* et *Complet* désignent les séries contrefactuelles corrigées respectivement des effets de qualification, d'emploi et des deux effets simultanément.

Figure 2: Évolution Observée des Quantiles de la Distribution des Salaires des Employés à Temps Complet (en log, base 1990)



Sources et Notes: enquête *Emploi* 1990-2008. La valeur de chaque quantile est normalisée en zéro en 1990.

Figure 3: Évolution Contrefactuelle des Quantiles à Composition Constante (en log, base 1990)



Sources et Notes: enquête Emploi 1990-2008. L'évolution contrefactuelle est calculée avec la méthode DFL en gardant constante la composition de la population entre 54 cellules d'éducation et d'expérience. La valeur de chaque quantile est normalisée en zéro en 1990.

Salaires Observés et Contrefactuels

Nous examinons tout d'abord l'évolution du salaire moyen entre 1990 et 2008 en séparant les effets des changements de prix et des quantités en utilisant la méthode DFL. Le graphique 1

présente l'évolution de la moyenne du log des salaires pour les hommes et les femmes ainsi que l'évolution contrefactuelle calculée en gardant les niveaux d'éducation et d'expérience et les probabilités d'emploi entre groupes à leur niveaux de 1990. Des séries contrefactuelles isolant ces deux effets sont également reportées. Le graphique indique qu'entre 1990 et 2008, le log du salaire moyen observé a augmenté respectivement de 7 et 10 points pour les hommes et les femmes¹. Un examen détaillé du graphique suggère deux épisodes principaux: d'abord, il se produit une quasi-stagnation du salaire moyen de 1993 à 2000. Cet épisode est suivi par une période de hausse des salaires jusqu'en 2008 pour les hommes et 2007 pour les femmes. Afin d'évaluer le rôle des changements de caractéristiques des employés dans cette évolution, les séries contrefactuelles représentées sur le même graphique indiquent de combien le salaire aurait augmenté si la structure de la probabilité d'emploi ou de la qualification en terme de cellules d'éducation et d'expérience de la population étaient restées celles de 1990. Ainsi, si on corrige à la fois des effets de qualification et de probabilité d'emploi, la hausse de salaire moyen sur la période devient relativement négligeable: à composition constante, le salaire moyen diminue de 1.2 et 1.5 points de log respectivement pour les hommes et les femmes. Cela implique que la totalité de la hausse du salaire moyen observée chez les hommes et les femmes sur la période peuvent être expliqués par les changements de structure de la population en emploi entre groupes d'éducation et d'expérience, ainsi que par des changements dans la probabilité d'emploi. En d'autres termes, à composition constante de 1990, le salaire moyen sur la période n'augmente pas.

Les différences entre séries contrefactuelles corrigeant séparément pour les effets de qualification et de probabilité d'emploi permettent d'isoler l'importance de chaque facteur sur le salaire observé. Dans les années 1990, qui furent une période de montée de chômage, la série contrefactuelle corrigée des effets d'emploi est nettement inférieure, particulièrement chez les femmes. Les probabilités d'emploi changent ainsi surtout fortement entre 1993 et 2000, et surtout de manière transitoire chez les hommes. En pratique, les chiffres du tableau 2, qui reporte la variation du taux d'emploi pour certains groupes d'éducation et d'expérience durant cette période, indiquent une forte baisse de la probabilité d'emploi des non-diplômés entre 1990 et 2000. Enfin, le graphique indique que le salaire contrefactuel corrigeant des effets d'emploi n'est pas différent du salaire moyen observé après 2003.

Le graphique 1 indique que le changement de la distribution de l'éducation et de l'expérience sur le salaire moyen a l'effet le plus important: on observe tout au long de la période que l'écart est croissant entre le salaire observé et contrefactuel. Ainsi, nos résultats indiquent que, dans les années 2000, l'augmentation observée du salaire moyen reflète essentiellement les changements de quantité d'éducation et d'expérience de la force de travail. En 2008, les effets de qualification expliquent en totalité l'augmentation du salaire moyen.

Afin d'examiner plus complètement les évolutions de la structure des salaires, nous étudions maintenant les évolutions des quantiles P10, P50 et P90. Le graphique 2 montre l'évolution depuis 1990 de ces quantiles de la distribution des salaires des hommes et des femmes. Comme pour le salaire moyen, on observe une stagnation de l'évolution de l'ensemble des quantiles dans les années 1990, particulièrement marquée pour les hommes à partir de 1993. Les graphiques suggèrent ensuite une hausse marquée dans les années 2000. Remarquablement, ce sont particulièrement les quantiles inférieurs qui augmentent le plus rapidement lors de cette période. Entre 2000 et 2008, le premier décile augmente de 10 points de log alors que le neuvième décile stagne. Chez les femmes, la hausse est régulière et non-négligeable dans les années 1990 par rapport aux hommes. La hausse des salaires semble ainsi mieux répartie entre les différents quantiles chez les femmes: on observe en effet une moindre dispersion de la hausse entre les

¹ Ces résultats sont raisonnablement cohérents avec ceux des DADS disponibles dans les tables publiés par l'INSEE sur Internet. En utilisant les DADS, on trouve que le salaire moyen augmente de 7% chez les hommes et de 16.4% chez les femmes entre 1990 et 2008.

différents quantiles pour les femmes avec une hausse entre 13 et 11 points de log pour le premier et le neuvième décile, contre 8 pour la médiane sur la période.

Le graphique 3 représente l'évolution contrefactuelle des quantiles si la distribution des caractéristiques observables de la population était restée constante au cours de la période. La différence avec le graphique précédent est frappante: de 1993 à 1997, on observe une baisse de tout les quantiles, particulièrement marquée pour les quantiles supérieurs. A partir de 2000, le graphique indique une hausse rapide limitée seulement au premier décile. En pratique, plus le quantile est élevé dans la distribution, plus la hausse est faible. Étonnamment, l'évolution des premiers et derniers déciles est quasi-symétrique: le neuvième décile contrefactuel *baisse* de 12 points tandis que le premier décile *augmente* de 10 points sur la période. Pour les femmes on observe une baisse du neuvième décile contrefactuel de 6 points et une hausse de 9 points du premier décile sur la période. Les autres quartiles contrefactuels stagnent ou diminuent durant cette période.

Tableau 2: Changement de salaire réel et probabilité d'emploi par Sexe x Education x Expérience

Éducation et Expérience	Salaire Réel		Taux d'emploi	
	1990-2000	2000-2008	1990-2000	2000-2008
Hommes				
<i>Supérieur</i>				
Exp 5-10	-0,047	-0,063	0,003	-0,003
Exp 25-30	-0,024	-0,043	-0,022	0,005
<i>Bac</i>				
Exp 5-10	-0,119	0,116	0,030	0,009
Exp 25-30	-0,100	-0,059	-0,062	-0,022
<i>Sans Diplômes</i>				
Exp 5-10	0,022	0,137	-0,063	0,011
Exp 25-30	-0,036	0,055	-0,084	0,013
Femmes				
<i>Supérieur</i>				
Exp 5-10	0,021	-0,05	0,057	0,032
Exp 25-30	0,044	-0,013	-0,036	0,008
<i>Bac</i>				
Exp 5-10	-0,118	0,105	-0,073	-0,011
Exp 25-30	-0,070	-0,023	0,021	-0,042
<i>Sans Diplômes</i>				
Exp 5-10	0,015	0,152	-0,107	0,058
Exp 25-30	-0,002	0,097	-0,090	0,010

Sources et Notes: *enquête Emploi* 1990-2008. Les deux premières colonnes indiquent les changements de salaires réels des employés à temps plein pour un niveau d'éducation et d'expérience donné entre respectivement 1990 et 2000 et entre 2000 et 2008. Les deux dernières colonnes indiquent les variations de la probabilité d'être employé à temps plein pour ces mêmes groupes.

Évolution des inégalités salariales

Nous nous tournons maintenant vers l'étude de l'évolution des écarts de salaires entre les différentes parties de la distribution. Comme l'ont noté Autor et al. [2008], l'évolution de l'écart P90-P10, souvent utilisé dans la littérature, confond potentiellement les variations du haut de la distribution avec celles du bas de la distribution. Nous présentons ainsi des séries séparées pour étudier l'évolution de l'inégalité dans le haut et le bas de la distribution. Les graphiques 4 et 5 indiquent l'évolution de différences P90-P50 et P50-P10 chez les hommes et les femmes¹.

Les résultats précédents ont mis en lumière une augmentation des salaires plus rapide pour les quantiles inférieurs que pour les quantiles supérieurs. Une implication directe de ces

¹ Nous avons également calculé l'écart type des salaires afin de mesurer l'évolution de l'inégalité. Si les données sous-jacentes suivent une loi log-normale, l'écart P90-P10 divisé par 2.56 a la même probabilité limite que l'écart type. Même si l'hypothèse de normalité est évidemment fautive en pratique, les deux mesures sont très proches. Par conséquent, l'évolution de l'écart type de la distribution des salaires n'est pas reporté ici.

évolutions est que l'écart entre les différents déciles du haut et du bas de la distribution s'est réduit durant les années 2000. Chez les hommes, l'écart de la traîne du haut baisse sur la période de 5 points de log au total¹. D'un autre côté, l'écart de la traîne du bas se réduit plus régulièrement et progressivement de 5 points de log à partir de 2000. Chez les femmes, l'évolution diffère selon que l'on considère la traîne du haut ou du bas. On observe ainsi une augmentation de 3.5 points de log de l'écart de la traîne du haut tandis que la traîne du bas recule de 6 points. L'évolution contrefactuelle suggère toutefois que la période est caractérisée par une diminution sans ambiguïté à la fois de l'écart des traînes du haut et du bas: elle est spectaculaire pour la traîne du bas chez les deux sexes avec une baisse respective chez les hommes et les femmes de 8 et 12 points de log. L'évolution contrefactuelle de la traîne du haut diffère selon le sexe: elle baisse de 12 et 2.2 pour respectivement les hommes et les femmes.

Afin de tester la robustesse des résultats au choix de l'année de référence, les graphiques 4 et 5 reportent également les écarts interquantiles contrefactuels en utilisant la distribution des caractéristiques de 2008². Les résultats sont similaires qualitativement, surtout pour les hommes, à ceux prenant pour référence 1990. Pour les femmes, l'évolution contrefactuelle en base 2008 indique une réduction des écarts de P90-P10 plus modérée que lorsque l'année 1990 est prise comme référence: on observe ainsi une diminution de 14 points et 8 points lorsque respectivement 1990 et 2008 sont pris comme référence.

Pour résumer, la période 1990-2008 est caractérisée par un recul des inégalités dans la distribution des salaires, aussi bien dans le haut de la distribution que dans le bas. Ce recul est produit par la hausse du premier décile et par la stagnation du neuvième décile. L'évolution de la distribution des salaires dans la population française, malgré l'augmentation du niveau d'éducation et d'expérience, est ainsi caractérisée par une large réduction des inégalités entre groupes comme le montrent les séries contrefactuelles. Cette réduction des inégalités concerne aussi bien le haut que le bas de la distribution chez les hommes et seulement le bas de la distribution chez les femmes. La simultanéité de la baisse de l'inégalité du bas de la distribution chez les hommes et les femmes suggère que des facteurs communs aux deux sexes comme la hausse du salaire minimum peut être responsable de ces évolutions. Les différences d'évolution concernant le haut de la distribution sont plus difficiles à expliquer étant donné l'augmentation croissante à la fois de la probabilité d'emploi et du niveau de qualification des femmes depuis les années 1990.

¹ Afin de désigner les variations des queues de distributions, nous traduisons les expressions anglaises *upper* ou *lower tail inequality*, qui désignent ici l'écart P50-P10 et P90-P50, par écart de la traîne du haut et du bas.

² Prendre l'année 1990 comme référence met plus de poids sur les non-éduqués qui connaissent un large gain de salaire sur la période. Au contraire, prendre l'année 2008 comme référence met plus de poids sur les individus plus éduqués.

Tableau 3. Décomposition des Changements de la Distribution des Salaires des Hommes entre 1990 et 2000 puis 2000 et 2008

Période 1990-2000									
Effet de									
	Changement		Éducation x	Intérim &	Secteur		Immigration	Région	Changement
	Total	Pr, Emploi	Expérience	Cdd	Public	Secteurs		Parisienne	
Hommes									
Moyenne	0,028	0,003	0,061	-0,004	0,002	-0,002	-0,003	0,000	-0,029
P90-P10	0,004	0,009	0,036	-0,005	0,015	0,009	0,004	0,004	-0,067
P90-P50	0,002	0,009	0,007	0,001	0,015	0,000	0,000	0,000	-0,029
P50-P10	0,002	0,000	0,029	-0,006	0,000	0,009	0,004	0,004	-0,038
Écart-type	0,009	0,001	0,013	0,002	0,005	-0,007	-0,001	0,003	-0,007
Période 2000-2008									
Effet de									
	Changement		Éducation x	Intérim &	Secteur		Immigration	Région	Changement
	Total	Pr, Emploi	Expérience	Cdd	Public	Secteurs		Parisienne	
Moyenne	0,044	0,000	0,030	-0,001	0,003	-0,001	-0,001	-0,002	0,017
P90-P10	-0,104	0,000	0,040	0,002	0,000	-0,002	0,002	0,001	-0,147
P90-P50	-0,053	0,001	0,003	0,001	-0,001	0,002	0,002	0,004	-0,066
P50-P10	-0,051	-0,001	0,038	0,000	0,001	-0,004	-0,001	-0,003	-0,082
Écart-type	-0,047	0,001	0,014	0,001	0,004	0,000	0,000	0,000	-0,066

Sources et Notes : enquête Emploi 1990-2008. La première colonne indique le changement total observé d'une statistique de la distribution des salaires entre respectivement 1990 et 2000 pour la partie haute du tableau et 2000 et 2008 pour la partie basse. Les autres colonnes indiquent de combien l'écart peut être expliqué par la variation de la distribution de la caractéristique indiquée dans la population entre les deux années. La dernière colonne indique la part inexpliquée par les changements des caractéristiques observables. Les statistiques contrefactuelles sont calculées en utilisant la méthode DFL. Voir le texte pour plus de détails.

Robustesse: Facteurs sectoriels et dualité du marché du travail

Jusqu'ici nous avons pris seulement en compte pour construire des densités contrefactuelles l'évolution de la quantité de travail par groupe d'éducation et d'expérience dans la population au cours du temps. Or, les dernières lignes du tableau 1 indiquent que d'autres caractéristiques, à la fois des emplois et des employés, ont changé de manière importante sur la période. Entre autre, la distribution des emplois entre secteurs s'est modifiée: la part d'employés dans les services a augmenté de 10 points de pourcentage chez les deux sexes. Enfin, l'augmentation de la part des CDD et intérimaires indique que la dualité du marché du travail français s'est accrue. Ces évolutions structurelles ont également pu modifier la distribution des salaires indépendamment des changements de la distribution de l'éducation et de l'expérience.

Afin de déterminer la robustesse de nos résultats lorsque l'on prend en compte ces facteurs, le tableau 3 présente une décomposition séquentielle de l'évolution totale des salaires entre 1990 et 2000 et entre 2000 et 2008. Le tableau supérieur décompose le changement du salaire moyen, des écarts inter-déciles et de l'écart type des salaires des hommes entre 1990 et 2000 en prenant 1990 comme référence, tandis que le tableau inférieur décompose le changement entre 2000 et 2008 en prenant 2000 comme référence. Les facteurs explicatifs additionnels sont rajoutés séquentiellement dans la construction des densités contrefactuelles¹⁷. Chaque facteur est introduit en interaction avec les groupes d'éducation et d'expérience, ainsi nous ajustons en pratique la distribution de chaque facteur à l'intérieur de chaque groupe d'éducation et d'expérience¹⁸. La première colonne reporte l'effet de la probabilité d'emploi et la seconde l'effet des interactions entre groupes d'éducation et d'expérience. Les autres colonnes ajustent l'effet de l'interim et des CDD, la part travaillant dans le secteur public, la distribution entre industries, la part d'immigrés et la part d'individus habitant la région parisienne.

Les résultats confirment le rôle prépondérant des changements de la quantité d'éducation et d'expérience dans les variations du salaire moyen au cours de la période. Ainsi, l'effet de la probabilité d'emploi entre 1990 et 2000 est positif mais inférieur à 1 point de log sur la moyenne ce qui est le cas également de la plupart des autres facteurs introduits dans la décomposition hormis l'éducation et l'expérience. L'effet de l'éducation et de l'expérience domine largement l'effet des autres facteurs sur P90-P10 et P50-P10, tandis que son effet sur P90-P50 reste plus

¹⁷ Formellement, soient respectivement \bar{w}_T et \bar{w}_J les moyennes observées des salaires en T et J . Soit un vecteur de K caractéristiques observées en T noté $X_T = \{X_{1T}, \dots, X_{KT}\}$. On note X_{kT} le sous-vecteur de X_T de dimension k tel que $X_{kT} = \{X_{1T}, \dots, X_{kT}\}$. La décomposition en K termes séquentiels est la suivante:

$$\bar{w}_T - \bar{w}_J = (\bar{w}_T - \bar{w}_{T,X_{1J}}) + (\bar{w}_{T,X_{1J}} - \bar{w}_{T,X_{2J}}) + (\bar{w}_{T,X_{2J}} - \bar{w}_{T,X_{3J}}) + \dots + (\bar{w}_{T,X_{KJ}} - \bar{w}_J)$$

où par convention, $\bar{w}_{T,X_{kJ}}$ indique la moyenne contrefactuelle des salaires, calculée en ajustant la distribution des k premières variables du vecteur X afin qu'elle soit égale à celle observée en période J . Les K premières différences de cette somme indiquent la contribution de chaque facteur. Le dernier terme s'interprète comme le changement résiduel inexpliqué par les ajustements des X .

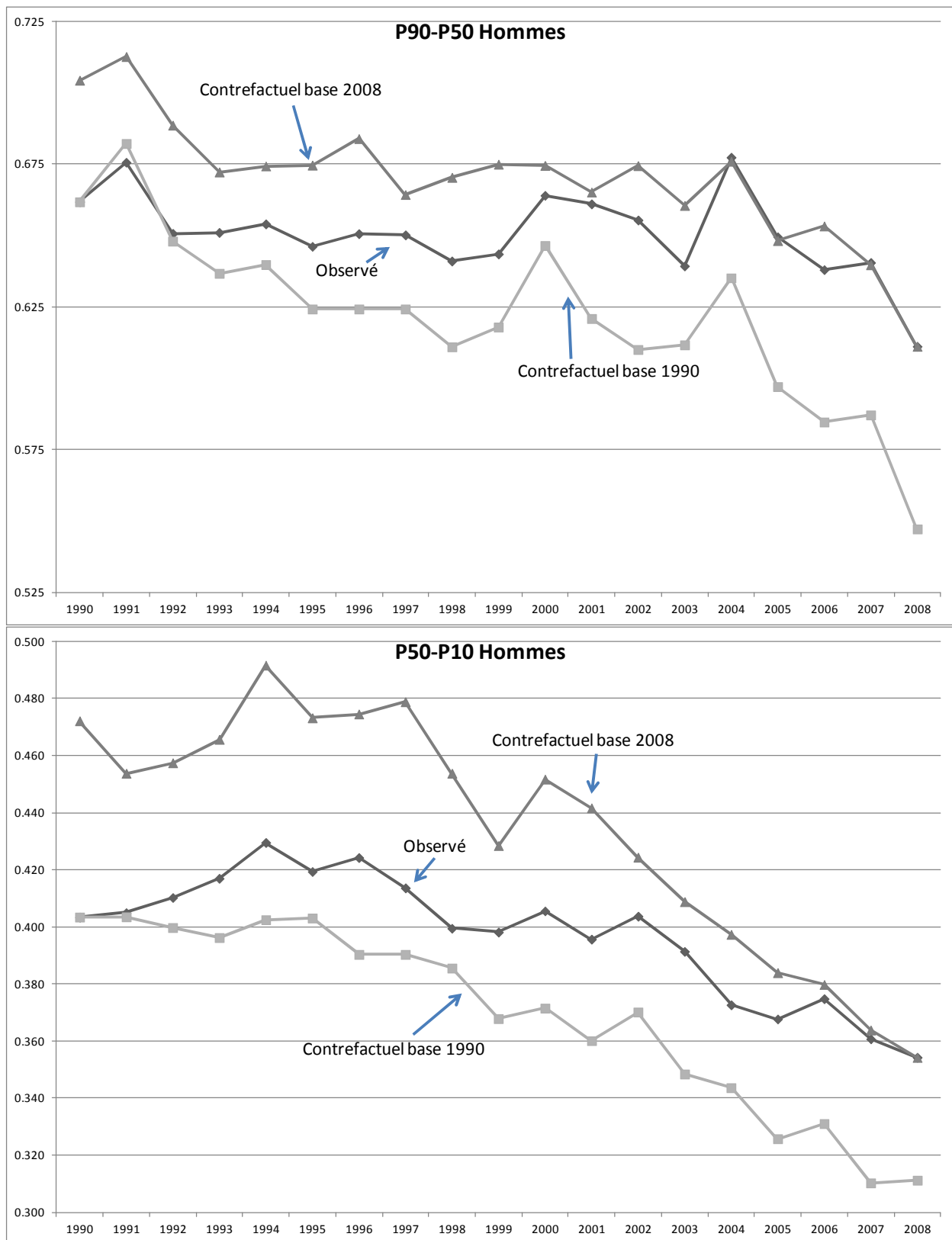
¹⁸ Plus précisément, nous introduisons chaque facteur binaire (CDD et interim, secteur public, immigration) en interaction avec 24 groupes d'éducation et d'expérience (6 groupes d'éducation et 4 groupes d'expérience). Nous utilisons deux indicatrices distinctes pour CDD et interim. Pour les secteurs, en raison du faible nombre d'individus à l'intérieur de cellules "éducation x expérience x industries", nous introduisons séparément des interactions entre les 16 industries et les 6 groupes d'éducation, et les industries et les 4 groupes d'expérience.

limité. La décomposition prédit ainsi que les changements d'éducation et d'expérience sur la période devraient ainsi mécaniquement augmenter les écarts interdéciles, particulièrement les écarts du bas de la distribution. Les changements d'éducation et d'expérience expliquent ainsi plus de la totalité du changement de 2,8 points de log du salaire moyen entre 1990 et 2000. De même, entre 2000 et 2008, les changements de quantité d'éducation et d'expérience expliquent ainsi plus de la moitié des 4,4 points de log d'augmentation. Globalement, une fois pris en compte l'effet de l'éducation et de l'expérience, les autres facteurs jouent un rôle modeste que ce soit pour la moyenne ou les écarts entre déciles. L'augmentation des employés en intérim ou en CDD, ainsi que la recomposition industrielle et l'immigration, tendent à diminuer légèrement le salaire observé mais n'ont pas d'effets majeurs sur la distribution. En décomposant l'effet entre le haut et le bas de la distribution, on remarque que les variations de la part du secteur public à l'intérieur des cellules augmentent l'écart sur le haut de la distribution tandis que les recompositions industrielles, la part d'interim-CDD et aussi l'éducation et l'expérience agissent plutôt sur le bas. Dans les deux cas, l'immigration tend à réduire légèrement les écarts interdéciles. L'effet de la variable prenant en compte la localisation en région parisienne est également négligeable. Entre 2000 et 2008, on ne trouve pas d'effets du secteur public ou des industries. Enfin, entre 1990 et 2000, l'effet des changements d'industries et de la distribution des employés du public tend à augmenter l'écart interdécile. Ces résultats confirment ainsi les études précédentes (Katz et Murphy [1992]; Bound et Johnson [1992]) montrant que les recompositions industrielles récentes n'expliquent pas les changements récents d'inégalités salariales.

Le résidu indique la part inexplicée des changements du salaire moyen par les variations des caractéristiques observées. Il peut ainsi s'interpréter comme reflétant l'effet des changements de prix. Un résidu négatif indique ainsi une diminution du prix du travail entre 1990 et 2000. Les larges résidus observés pour ces deux périodes ont ainsi un signe opposé à l'effet des changements d'éducation et d'expérience. On voit que les changements de prix (ou plus généralement les résidus) compensent et annulent presque totalement cette hausse, particulièrement dans les années 2000.

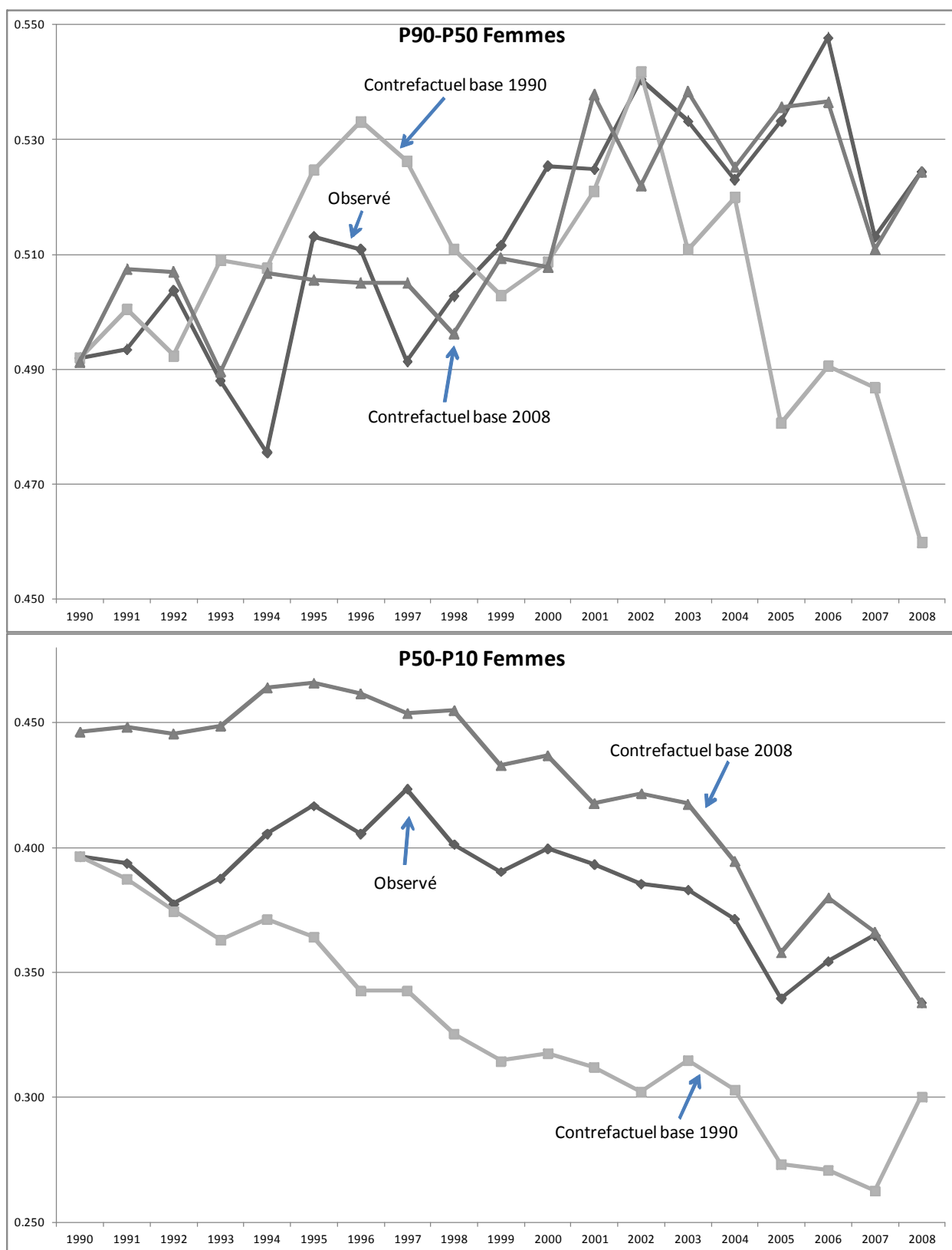
Il est bien connu toutefois depuis Oaxaca [1973] que l'importance de chaque terme d'une décomposition séquentielle dépend de l'ordre d'introduction des différents facteurs explicatifs (voir aussi Fortin et al. [2010]). Nous avons étudié la sensibilité des résultats en testant plusieurs ordres et nous trouvons des résultats qualitativement identiques. Ces résultats sont disponibles auprès des auteurs sur demande.

Figure 4: Écart P90P50 et P50P10 chez les hommes (en log)



Sources et Notes: enquête Emploi 1990-2008. Les séries contrefactuelles d'inégalité sont estimées avec la méthode DFL en gardant constante la distribution entre 54 cellules de l'éducation et de l'expérience dans la population par rapport à l'année de référence indiquée.

Figure 5: Écart P90P50 et P50P10 chez les femmes (en log)



Sources et Notes: Voir Figure 4.

Évolution des Salaires Horaires

Nous avons jusqu'ici suivi la pratique courante de la littérature (voir Acemoglu et Autor [2011]) et utilisé le salaire des travailleurs à temps complet afin de minimiser le risque d'erreurs de mesures. Cette restriction aux salaires mensuels des employés à temps complet est également suivie par l'INSEE dans les données publiées sur la distribution des salaires basées sur les DADS (Bayet et Demailly [1996]; INSEE [2011]). Cette pratique est toutefois potentiellement problématique car de nombreux salariés sont exclus de l'échantillon.

Ce problème est particulièrement important pour l'étude de la distribution des salaires des femmes, qui sont plus souvent employées à temps partiel que les hommes. Le tableau 1 indique ainsi que la part d'employées à temps partiel chez les femmes est de 23% en 1990 et 30% en 2008 (contre 3% en 1990 et 5% en 2008 chez les hommes). En nous restreignant aux employés à temps complet, nous provoquons une sélection forte dans notre échantillon qui pourrait cacher des changements importants de la structure des salaires.

Nous avons donc construit un salaire horaire afin d'évaluer l'évolution de la distribution des salaires dans son ensemble. Les détails de la construction du salaire horaire sont précisés en annexe. Il est important de noter que notre série contrefactuelle à composition constante DFL corrige maintenant pour la probabilité d'être employé et non pour la probabilité d'emploi à temps complet comme précédemment. Les résultats de l'évolution observée de la distribution des salaires horaires sont indiqués dans les graphiques 6(a) et 6(b) pour les hommes et les femmes.

Nous déduisons trois principales conclusions à la lecture de ces résultats: premièrement, les évolutions de salaire horaire pour les hommes sont globalement très similaires à celles observées avec les travailleurs à temps complet dans le graphique 2. Le graphique 6 indique une stagnation pour les trois déciles de 1990 jusqu'en 1999, suivie d'une hausse jusqu'en 2002 pour tout les déciles. Par la suite, comme précédemment, les années après 2002 sont caractérisées par une forte divergence entre P10, P50 et P90, le premier décile augmentant, la médiane stagnant, et le dernier décile diminuant¹⁹. Deuxièmement, les données indiquent que les évolutions des salaires horaires des hommes et des femmes sont bien plus similaires que les évolutions des salaires à temps complet. L'évolution des salaires à temps complet des femmes reflète donc vraisemblablement, en plus des variations de prix, des effets de sélection variant au cours de la période qui affectent fortement la distribution des salaires. Troisièmement, les chiffres indiquent que les écarts observés sont supérieurs d'entre 3 et 4 points de log lorsque l'on utilise le salaire horaire par rapport au salaire mensuel: chez les hommes, P10 augmente ainsi de 16 points en salaire horaire par rapport à 1990 contre 12 points avec le salaire mensuel. De même, P90 diminue de 0.05 points en salaire horaire mais augmente de 2 points en salaire mensuel. Ainsi, utiliser un salaire horaire indique des tendances similaires mais qui sont quantitativement supérieures.

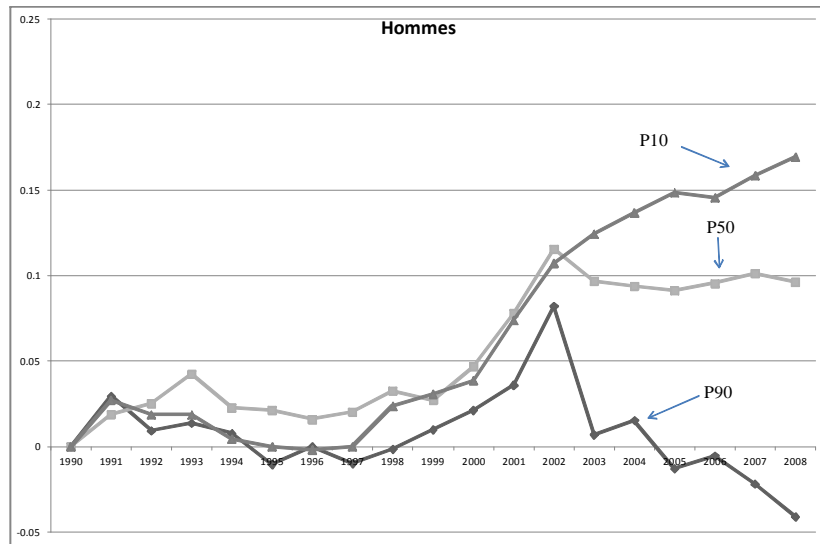
Les graphiques 6(c) et 6(d) présentent l'évolution des déciles à probabilité d'emploi et à composition constante d'éducation et d'expérience. Une comparaison avec les séries contrefactuelles basées sur des salaires mensuels (graphique 3), indique des tendances comparables entre les deux séries. Comme pour les séries observées, on trouve que les évolutions pour les hommes et les femmes sont plus élevées de 3 à 4 points pour les déciles du bas de la distribution.

En résumé, les résultats de cette section indiquent que l'évolution des salaires horaires reflète des tendances comparables à celles des salariés employés à temps plein. Lorsque l'on utilise un salaire horaire, l'évolution de la distribution des salaires chez les femmes devient similaire à celle des hommes, ce qui suggère que des tendances identiques semblent affecter les prix du

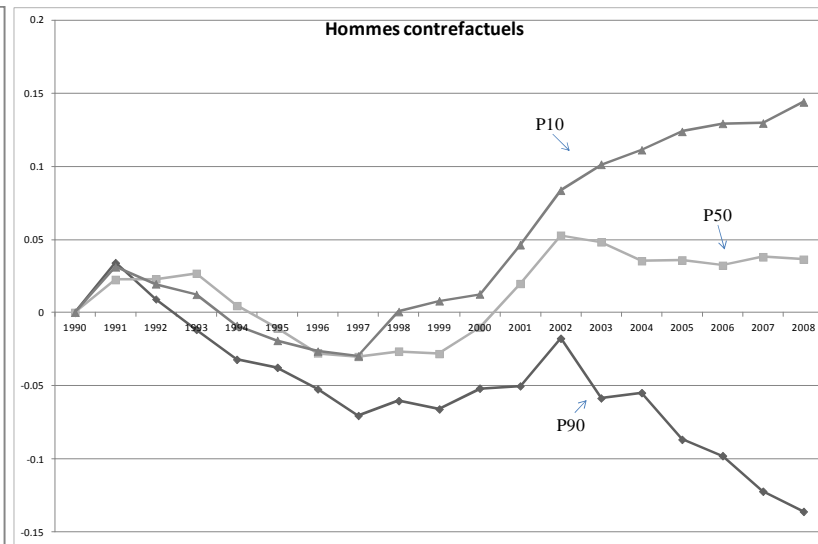
¹⁹ Nous suspectons que la forte chute de P90 entre 2002 et 2003 observée chez les hommes provient du passage de l'enquête Emploi à l'enquête Emploi en continu. Toutefois, on ne trouve pas de baisse similaire de P90 chez les femmes.

travail dans les deux distributions. De plus, les évolutions décrites dans les sections précédentes sont même quantitativement supérieures lorsque l'on utilise un salaire horaire.

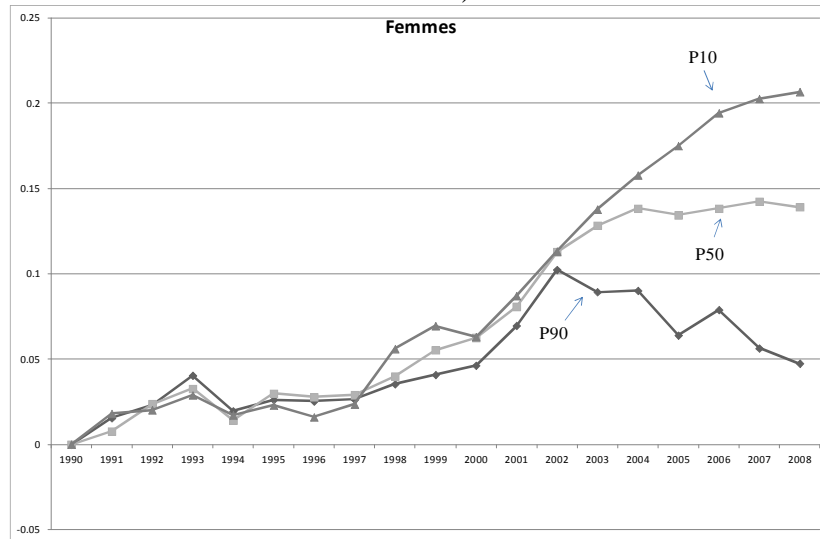
Figure 6 : Salaire Horaire 1990-2008



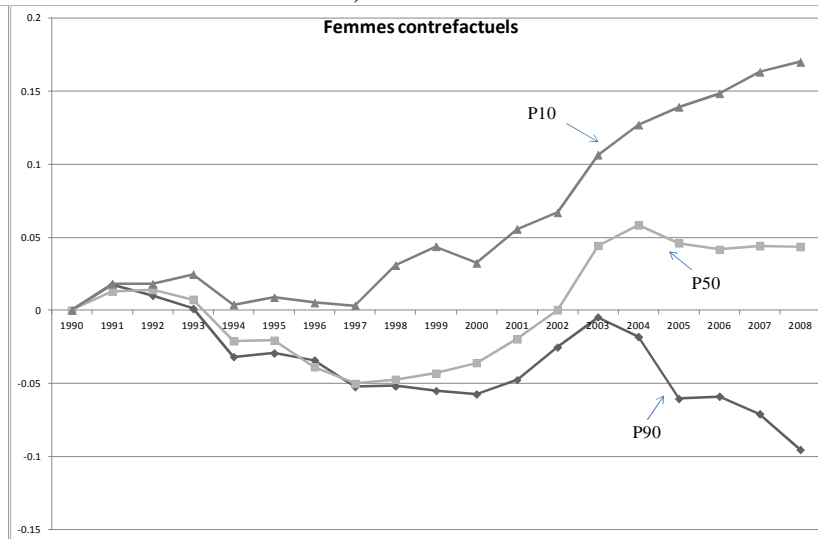
a)



b)



c)



d)

Comparaisons DADS/enquête Emploi

Pour d'autres pays²⁰, il a été montré que l'évolution mesurée des inégalités salariales diffère parfois de manière importante selon les sources utilisées. Il est donc important de savoir si les résultats de la dernière section sont confirmés pour les autres données disponibles sur les salaires. Le tableau 4 présente ainsi l'évolution des inégalités P90P50 et P50P10 mesurée avec les DADS et l'enquête Emploi, qui sont les deux principales sources sur les inégalités de salaire disponibles en France. Pour conserver de l'espace, seuls les écarts des déciles des années 1990, 1995, 2000 et 2005 sont rapportés. Les salaires utilisés sont ceux des employés à temps plein. Comme discuté précédemment, les données DADS ne comprennent pas les employés du secteur public et de certaines entreprises publiques. Nous reportons ainsi également dans la troisième colonne des séries construites avec l'enquête Emploi en excluant les employés du secteur public, afin de rendre la composition de la population de l'enquête Emploi comparable à celle des DADS.

De manière rassurante, les séries construites avec les DADS ou l'enquête Emploi, bien qu'indiquant des écarts relativement différents, reflètent une tendance similaire. Chaque série indique ainsi que l'écart des salaires P90P50 est resté stable ou a diminué légèrement sur la période et que l'écart P50P10 a diminué de 4 à 6 points. Ces différences sont vraisemblablement dues aux différents champs et méthodes de collecte des données utilisées par ces deux sources. La troisième colonne, qui utilise l'enquête Emploi mais exclut les employés du secteur public, indique un écart P90P50 supérieur à celui observé dans les séries utilisant la population entière dans la colonne 2. De même, l'écart P90P50 des DADS dans la colonne 1 est supérieur d'environ 10 points à celui de l'enquête Emploi, et reste supérieur d'environ 4 à 6 points à celui de l'enquête Emploi sans le secteur public.

La différence entre les écarts mesurés est légèrement inférieure pour P50P10 entre les différentes séries, entre 5 et 8 points. Pour le bas de la distribution, on voit que l'évolution de l'écart est quantitativement similaire entre les DADS et l'enquête Emploi sans le secteur public: l'écart se réduit entre 1990 et 2005 de 6 points pour les DADS et 5 points pour l'enquête Emploi sans le secteur public. Ajouter le secteur public dans la distribution diminue la baisse de l'écart du bas de la distribution qui n'est plus que de 3 points dans l'enquête Emploi comprenant toute la population. Ainsi, les salaires de la fonction publique contribuent à réduire les différences de salaire en coupe, ainsi que leurs évolutions.

²⁰ Voir Lemieux [2006] pour les États-Unis et Dustmann et al. [2009] pour l'Allemagne.

Tableau 4: Comparaison des Inégalités mesurées avec les DADS et l'enquête Emploi chez les Hommes

	DADS	EE	EE sans secteur public
P90P50			
1990	0,76	0,66	0,72
1995	0,73	0,65	0,71
2000	0,73	0,66	0,70
2005	0,74	0,65	0,68
P50P10			
1990	0,48	0,40	0,41
1995	0,47	0,42	0,39
2000	0,46	0,41	0,37
2005	0,42	0,37	0,36

Sources: Chaque panel représente l'évolution de l'écart interdécile P90P50 et P50P10 pour chaque année indiquée. Colonne 1: les chiffres proviennent des séries DADS publiées par l'INSEE [2011]. Colonne 2 et 3: les chiffres proviennent de l'enquête Emploi, les calculs sont des auteurs. La population utilisée dans la colonne 3 pour calculer les écarts interdéciles exclut les travailleurs du secteur public et des entreprises publiques.

Le rôle du Salaire Minimum

La hausse rapide du premier décile P10 mise en évidence dans les sections précédentes pose la question du rôle du salaire minimum dans ces évolutions. Contrairement aux États-Unis où le salaire minimum réel a atteint son point bas de 50 ans en 2007 (Autor et al. [2009]), le salaire minimum français augmente rapidement depuis le milieu des années 1990.

Dans cette section, nous documentons la relation entre les écarts du bas de la distribution des salaires et le salaire minimum. Afin d'obtenir un plus grand nombre d'observations, nous utilisons ici les séries annuelles de déciles construites avec les DADS publiées par l'INSEE qui nous permettent de remonter jusqu'en 1975. Les séries ont été transformées en salaire horaire enfin de pouvoir prendre en compte les effets des changements de la durée du travail, notamment les conséquences du passage au 35h. Nous présentons d'abord l'évolution de la distance entre le salaire minimum avec P10 et la médiane afin d'évaluer si le salaire minimum a tendance à rattraper les autres salaires du bas de la distribution. Nous étudions ensuite les corrélations entre l'évolution des écarts salariaux P50-P10 et les hausses du salaire minimum.

Le graphique 7a représente ainsi l'évolution du ratio P50/salaire minimum horaire et P10/salaire minimum horaire estimé avec les DADS. Ces deux ratios indiquent si le salaire minimum a tendance à rattraper ou à distancer les salaires du bas de la distribution. La rupture de la série en 2000 reflète le passage aux 35 heures qui a fortement augmenté le salaire horaire de la médiane et du premier décile sans que le salaire minimum augmente de manière proportionnelle. Ainsi, même si l'écart entre salaire minimum et le premier décile et la médiane s'est accru entre 1999 et 2000, cette période est caractérisée par une forte hausse des salaires horaires en raison du changement de la durée légale du travail. Les évolutions rapportées par le graphique peuvent être résumées en trois étapes: tout d'abord, on observe une première phase de hausse jusqu'en 1982, où le salaire minimum rattrape le premier décile et la médiane. Cette première période est suivie par une phase de stagnation entre 1982 et 1993/1994. A la suite, depuis 1994, les données indiquent une hausse rapide qui s'accélère jusqu'en 2008. Ainsi, ces chiffres suggèrent que la période récente est caractérisée par une forte hausse du salaire minimum relativement au premier décile et à la médiane. La réduction des écarts entre P50, P10 et le salaire minimum illustre que

la distance entre le salaire minimum et les déciles du bas de la distribution s'est réduite au cours du temps.

Nous étudions maintenant si les hausses du salaire minimum sont corrélées aux évolutions des inégalités de salaires des bas déciles. Pour cela, il est nécessaire que P10 augmente plus vite que P50, ce qui est potentiellement le cas si P10 est plus influencé par les hausses du salaire minimum que P50. Évaluer la relation entre l'évolution de la distribution des salaires et le salaire minimum est toutefois difficile en raison des problèmes d'identification liées à l'estimation d'une distribution des salaires contrefactuelle qui aurait été observée pour un autre niveau du salaire minimum (voir Lee [1999] ou Autor et al. [2009]). Dans le cadre de cet article, nous ne pouvons étudier cette question en détail. Nous nous contentons ici de déterminer si les périodes de réduction de l'écart P50P10 sont reliées à des périodes de hausse du salaire minimum. Pour cela, nous estimons d'abord un simple modèle bivarié avec la méthode des MCO afin de déterminer quelle part des variations de P50P10 peut s'expliquer par l'évolution du salaire minimum. Nous estimons ainsi le modèle:

$$P50P10 = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{salaire minimum réel}) + \epsilon_t$$

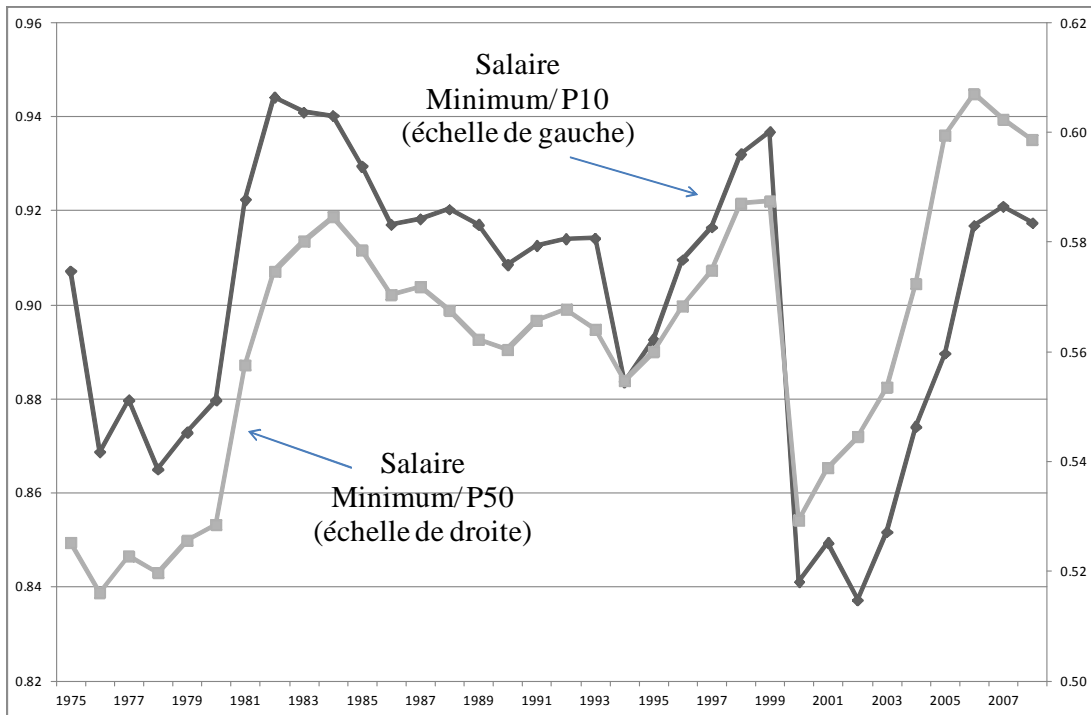
où $P50P10$ désigne l'écart (en log) entre le premier décile et la médiane, $\ln(\text{salaire minimum réel})$ le log du salaire minimum, ϵ_t un terme d'erreur. Nous estimons ce modèle sur la période 1975-2008 en utilisant les salaires des hommes employés à temps plein. Il faut noter que nous n'avons pas d'interprétation causale du paramètre de cette régression mais cherchons seulement à explorer quelle part de la variance de P50P10 peut être reliée aux variations du salaire minimum sur la période.

Le tableau 4 présente les résultats de cette régression dans la colonne 2. Sur la période, le salaire minimum a augmenté de 33 points de log en terme réel tandis que l'écart P50P10 a diminué de -0.12. Les estimations indiquent un lien significatif entre salaire minimum et écart interdécile. Quantitativement, le modèle prédit qu'une hausse de 10 points de log du salaire minimum baisse de -3.1 points de log de l'écart P50-P10. L'inspection du R^2 et indique que cette simple régression bivariée de l'évolution du salaire a un bon pouvoir prédictif de l'évolution de P50P10 avec un R^2 de 0.93. Cette bonne capacité prédictive est illustrée dans le graphique 7b. Ce graphique indique la relation entre le P90P50 observé et l'évolution du salaire minimum. Le fit est remarquablement bon sur toute la période. Ce simple modèle prédit particulièrement bien le ralentissement de la diminution de l'écart P50P10 entre 1982 et 1995 puis la reprise de la diminution de l'écart au milieu des années 1990.

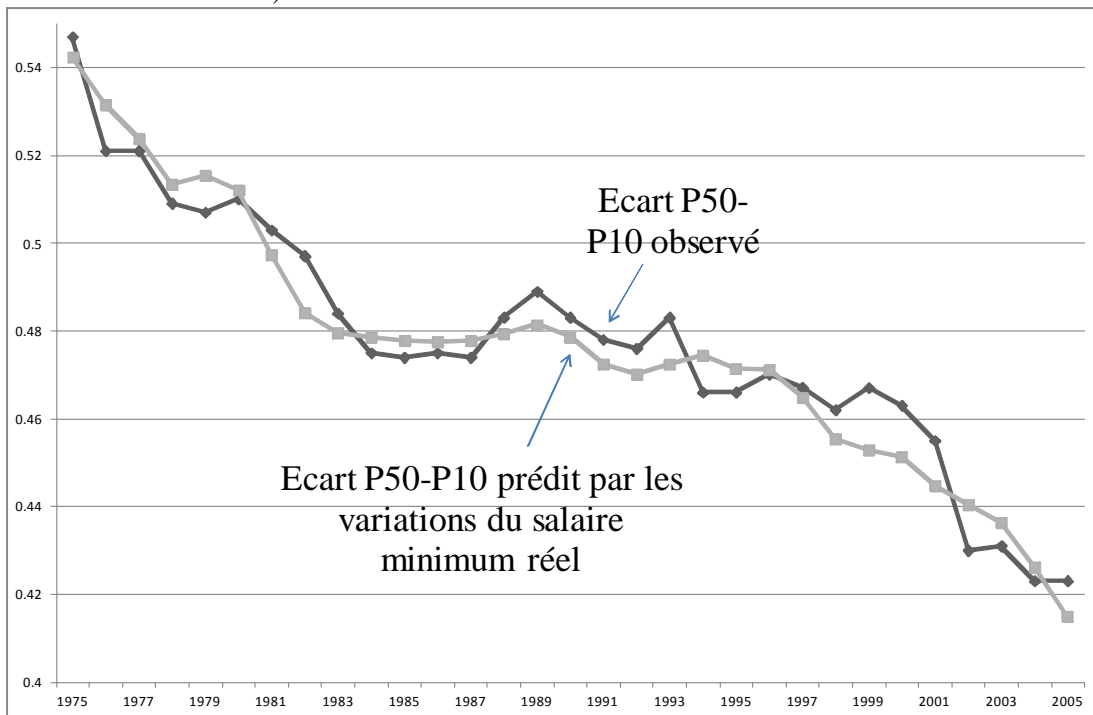
Le graphique montre également que sur la période, l'écart P50P10 semble suivre un trend déterministe, éventuellement quadratique, ce qui est potentiellement aussi le cas du salaire minimum. La colonne 3 indique ainsi qu'un modèle avec un simple trend quadratique explique 88% de la variance du modèle. Toutefois, lorsque l'on estime l'effet du salaire minimum en contrôlant pour un trend quadratique, l'addition du salaire minimum au modèle augmente le R^2 de 7 points et l'effet du salaire minimum est significatif statistiquement et seulement légèrement diminué par l'inclusion du trend quadratique. Enfin, la dernière colonne estime le modèle en différence première, ce qui donne une estimation convergente si les deux séries sont cointégrées d'ordre 1. Le paramètre estimé en différence première est mesuré moins précisément mais confirme toutefois l'existence d'une relation entre salaire minimum et écart P50P10. Ce dernier résultat est identique si l'on inclut un trend linéaire dans le modèle en différence première.

Pour résumer, les résultats présentés dans cette section ont mis en évidence que le salaire minimum tendait à rattraper le salaire du premier décile et le salaire médian. Enfin, nous trouvons qu'il existe une forte corrélation entre l'évolution du salaire minimum et les inégalités de salaire P50P10. Ces résultats, principalement descriptifs, doivent être interprétés avec prudence en raison du faible degré de liberté des estimations et du fait que les séries paraissent suivre des tendances linéaires. Toutefois, ces éléments suggèrent que les évolutions du salaire minimum semblent jouer un rôle important dans la réduction des inégalités salariales en France.

Figure 6: Evolution des écarts entre le salaire minimum et P50 et P10 (données DADS)



a) *Écart du salaire minimum avec P10 et P50*



b) *Prédiction par le salaire minimum de l'évolution de l'écart P50P10*

Source: INSEE [2011]. Calculs des auteurs. Le panel (a) représente le ratio salaire minimum sur le premier décile et la médiane en utilisant le salaire horaire. Le panel (b) représente l'évolution de l'écart P50-P10 (en log) ainsi que l'écart prédit par un modèle linéaire bivarié utilisant le log du salaire minimum réel.

Tableau 5: Écarts P50P10 et évolution du salaire minimum

Variable dépendante: Écart P50-P10 chez les hommes (DADS)				
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(salaire minimum)	-0.313*** (0.015)		-0.266*** (0.043)	-0.119* (0.060)
t		-0.003*** (0.001)	0.001 (0.001)	
$t^2 / 100$		-0.000 (0.002)	-0.004* (0.002)	
R^2	0.931	0.883	0.948	0.113
Estimation	MCO	MCO	MCO	Différence Première
N	34	34	34	33

Note: Chaque colonne du tableau présente les estimations MCO d'un modèle expliquant l'écart du log P50P10 chez les hommes à temps plein mesuré avec les DADS entre 1975 et 2008. L'indice t désigne une variable de temps égale à 1 en 1975.

COMPARAISONS INTERNATIONALES ET PERSPECTIVE DE LONG TERME

Tableau 6: Evolution des Inégalités Salariales en France, aux États-Unis, Royaume-Uni et en Allemagne

	Hommes				Allemagne	Femmes			
	France Dads	EU EE	RU	P90-P50		France Dads	EU EE	P90-P50	P85-P50
2005	0.74	0.65	0.86	0.73		0.57	0.54	0.76	
2000	0.73	0.66	0.76	0.71	0.44	0.55	0.52	0.69	0.38
1990	0.76	0.67	0.66	0.65	0.39	0.54	0.49	0.63	0.35
1985	0.73	0.66	0.61	0.63	0.37	0.52	0.50	0.61	0.34
1977	0.72	0.66	0.55	0.52		0.55	0.56	0.54	
1970	0.74	0.81	0.55	0.54		0.61	0.65	0.54	
1964	0.73		0.51	0.59		0.63		0.46	
		P50-P10			P50-P15	P50-P10			P50-P15
2005	0.42	0.38	0.83	0.61		0.39	0.34	0.75	
2000	0.46	0.42	0.80	0.62	0.32	0.44	0.40	0.74	0.51
1990	0.48	0.43	0.80	0.58	0.27	0.50	0.38	0.70	0.45
1985	0.47	0.51	0.84	0.47	0.26	0.45	0.52	0.65	0.45
1977	0.52	0.55	0.69	0.39		0.48	0.69	0.52	
1970	0.57	0.49	0.58	0.39		0.50	0.45	0.52	
1964	0.64		0.61	0.39		0.59		0.56	

Sources: Colonne 1 et 6, source *DADS*, calculs de l'INSEE. Colonne 2 et 7, source *FQP* de 1977 à 1985 et *enquête Emploi* après 1990 pour la France. Calculs des auteurs. Pour les États-Unis, Autor et al. [2008], p. 304 tirés du *CPS March Weekly*, Dustmann et al. [2009] (online appendix, table A4, A5, p. 21-22.) pour l'Allemagne, avec *IABS*. Pour le Royaume-Uni, Gosling et al. [1994], p. 65 avec *Family Expenditure Surveys* de 1966 à 1990, Machin et Van Reenen [2007], p. 14 pour 2000 et 2005, *New Earning Survey*.

De nombreux pays ont connu une hausse des inégalités salariales durant les vingt dernières années. Les études concernant les États-Unis (Autor et al. [2008]) et l'Allemagne (Dustmann et al. [2009]) ou le Royaume-Uni (Goos et Manning [2007]) ont souligné la hausse croissante de la polarisation du marché du travail, notamment dans le haut de la distribution des salaires, provoquée par la hausse du rendement de l'éducation. Or, nous avons vu dans la section précédente que les années 2000 sont caractérisées en France par un recul des inégalités observées dans le bas de la distribution et un recul des inégalités dans la haut de la distribution lorsqu'on les estime à composition constante. Afin d'illustrer le caractère atypique de ces évolutions, nous comparons dans cette section les évolutions de la distribution des salaires en France avec celles des États-Unis, Royaume-Uni et de l'Allemagne.

Nous mettons également en perspective les résultats récents pour la France en rajoutant des données depuis 1964 provenant à la fois d'une source administrative, les *DADS*, et des données provenant des enquêtes *FQP*²¹. Le tableau 6 compare l'évolution française depuis 1964 avec les

²¹ Nous utilisons l'enquête *Formation et Qualification Professionnelles (FQP)* 1970, 1977 et 1985. L'enquête *FQP* 1970 ne dispose pas de poids et son échantillonnage sur-représente les

évolutions américaines, anglaises et allemandes tirés d'articles récents²². Ainsi, que ce soit pour les États-Unis et le Royaume-Uni depuis 1977 et, dans une moindre mesure, l'Allemagne depuis 2000, les chiffres indiquent que les trente dernières années apparaissent être une période de hausse des inégalités salariales à la fois dans le haut et le bas de la distribution.

En comparaison avec ces pays, l'évolution des inégalités salariales observée en France sur cette période est à rebours de celle observée dans les autres pays. Les données de l'enquête Emploi et des DADS indiquent ainsi toutes deux que la France connaît depuis 1964 une stabilité remarquable des inégalités du haut de la distribution. Contrairement à l'Allemagne, cette tendance s'est confirmée dans les années 2000. Ainsi, comme l'avaient déjà précédemment souligné Goux et Maurin [2000] pour les années 1990, les résultats précédents suggèrent que la France n'a pas connu de changement technologique favorisant les travailleurs qualifiés comme au Royaume-Uni ou aux États-Unis dans la période récente²³.

Du côté des bas salaires, les données indiquent depuis 1964 une baisse régulière des inégalités de traîne inférieure. L'écart de la traîne du bas diminue ainsi régulièrement jusqu'en 2005 pour atteindre entre 0.38 ou 0.42 selon la source. La différence avec les États-Unis, où l'écart est de 0.83 en 2005, est frappante. En résumé, les inégalités salariales du bas de la distribution se réduisent en France très fortement depuis les quarante dernières années tandis qu'elles augmentaient dans les autres pays avec lesquels nous avons comparé. De même, jusqu'en 1990, les chiffres indiquent ainsi que les inégalités du haut de la distribution en France sont supérieures à celles observées aux États-Unis et au Royaume-Uni. Par la suite, l'inégalité de traîne supérieure reste globalement constante. Ainsi, pour reprendre les termes de Goldin et Margo [1992], la France connaît depuis les années 1980 une grande compression salariale en particulier dans le bas de la distribution des salaires.

CONCLUSION

Nous avons étudié les évolutions de la distribution des salaires en France entre 1990 et 2008. Contrairement aux États-Unis, au Royaume-Uni ou même à l'Allemagne, l'évolution récente de la distribution des salaires se caractérise par une diminution des écarts particulièrement marquée dans le bas de la distribution, et une baisse du rendement de l'éducation.

Une extension logique à cette recherche est de déterminer quel mécanisme sont responsables des évolutions françaises. Pour les pays mentionnés précédemment, les études de Card et DiNardo [2002] et Lemieux [2006] suggèrent que les évolutions du bas de la distribution furent provoquées par les changements institutionnels des années 1980 que connurent les États-Unis et le Royaume-Uni, principalement la chute du salaire minimum réel²⁴ et la baisse du taux de syndicalisation.

individus éduqués. Cette dernière enquête a été repondérée en utilisant un extrait du recensement de 1968 au 1/4. Les résultats utilisant FQP 1970 pour estimer la distribution des salaires sont ainsi à interpréter avec précaution. Le nombre d'observations utilisées est d'environ 12 500 en 1964, 18 500 en 1970, 21 600 en 1977 et 20 500 en 1985.

²² En raison d'une importante censure des hauts-salaires dans les données disponibles, Dustmann et al. [2009] indiquent pour l'Allemagne la différence P85-P50 au lieu de celle P90-P10 ce qui ne rend pas les chiffres directement comparables avec ceux des autres pays.

²³ La littérature académique sur ce qui est appelé le *skilled biased technological change* en anglais est abondante. On se référera par exemple à Bound et Johnson [1992], Katz et Murphy [1992], Levy et Murnane [1992] et Juhn et al. [1993].

²⁴ Les études concernant l'impact du salaire minimum sur la structure des salaires dans ces pays sont nombreuses: voir DiNardo et al. [1996], Lee [1999], Autor et al. [2009], Bosch et Manacorda [2010] ou Machin et al. [2003].

Au contraire, l'augmentation régulière des inégalités de traîne supérieure lors des années 1990 et 2000 est difficile à expliquer comme résultant de changements institutionnels (Autor et al. [2008]). Elle reflète vraisemblablement, selon ces auteurs, un changement des rendements des compétences sur le marché du travail. Gosling et al. [2000] par exemple montrent que les deux tiers de l'augmentation de la dispersion des salaires aux Royaume-Uni est due à l'augmentation des différentiels de salaires entre qualifiés et non-qualifiés et à l'augmentation persistante au cours de la carrière de la dispersion des salaires à l'intérieur des cohortes entrant dans le marché du travail. Dans un travail ultérieur, nous tenterons de faire la lumière sur le rôle respectif de ces facteurs dans le cas de la France.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ACEMOGLU D. et AUTOR D.** [2011], “Skills, Tasks and Technologies : Implications for Employment and Earnings,” dans ASHENFELTER O. et CARD D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol 4B, Part 2, Elsevier, p. 1043-1171.
- AMAR M.** [2010] “Les très hauts salaires du secteur privé,” *Insee première*, 1288, p. 4.
- ATKINSON, ANTHONY B.** [2008], *The changing distribution of earnings in OECD countries*, Oxford University Press.
- AUTOR, DAVID H., MANNING A., et SMITH C.L.** [2009], “The minimum wage’s role in the evolution of the US wage inequality over the three decades: A modest re-assessment,” Document de Travail, MIT.
- AUTOR, DAVID H., KATZ L.F. et KEARNEY M.S.** [2008], “Trends in U.S. Wage Inequality : Revising the Revisionists,” *Review of Economics and Statistics*, 90 (2), p. 300-323.
- BAYET A. et DEMAILLY D.** [1996], “Salaires et Coûts Salariaux : 45 ans d’évolution,” *Insee première*, 449, p. 4.
- BLINDER A.S.** [1973], “Wage discrimination: reduced form and structural estimates,” *Journal of Human resources*, 8 (4), p. 436-455.
- BOSCH M. et MANACORDA M.** [2010], “Minimum Wages and Earnings Inequality in Urban Mexico,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2 (4), p. 128-149
- BOUND J. et JOHNSON G.** [1992], “Changes in the Structure of Wages in the 1980’s: An Evaluation of Alternative Explanations,” *American Economic Review*, 82 (3), p. 371-92.
- CARD D. et DINARDO J.E.** [2002], “Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles,” *Journal of Labor Economics*, 20 (4), p. 733-783.
- CARD D., KRAMARZ F. et LEMIEUX T.** [1999], “Changes in the Relative Structure of Wages and Employment : A Comparison of the United States, Canada, and France,” *Canadian Journal of Economics*, 32 (4), p. 843-877.
- CHAY K.Y. et LEE D.S.** [2000], “Changes in relative wages in the 1980s Returns to observed and unobserved skills and black-white wage differentials,” *Journal of Econometrics*, 99 (1), p. 1-38.
- CHERNOZHUKOV V., FERNANDEZ-VAL I., et MELLY B.** [2009], “Inference on counterfactual distributions,” CeMMAP working paper
- CHIQUIAR D. et HANSON G.** [2005], “International Migration, Self-Selection, and the Distribution of Wages : Evidence from Mexico and the United States,” *Journal of Political Economy*, 113 (2), p. 239-281.
- DINARDO J., FORTIN N. et LEMIEUX T.** [1996], “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach,” *Econometrica*, 64 (5), p. 1001-44.

- DUSTMANN C., LUDSTECK J. et SCHÖNBERG U.** [2009], “Revisiting the German Wage Structure,” *The Quarterly Journal of Economics*, 124 (2), p. 843-881.
- FIRPO S.** [2007], “Efficient Semiparametric Estimation of Quantile Treatment Effects,” *Econometrica*, 75 (1), p. 259-276.
- FORTIN N., LEMIEUX T. et FIRPO S.** [2010], “Decomposition Methods in Economics,” *Working Paper 16045*, National Bureau of Economic Research.
- GOLDIN C. et MARGO R.A.** [1992], “The Great Compression : The Wage Structure in the United States at Mid-century,” *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (1), p. 1-34.
- GOOS M. et MANNING A.** [2007], “Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain,” *The Review of Economics and Statistics*, 89 (1), p. 118-133.
- GOSLING A., MACHIN S. et MEGHIR C.** [1994], “What has happened to men’s wages since the mid-1960s ?,” *Fiscal Studies*, , 15 (4), p. 63-87.
- GOSLING A., MACHIN S. et MEGHIR C.** [2000], “The Changing Distribution of Male Wages in the U.K.,” *Review of Economic Studies*, 67 (4), p. 635-666.
- GOUX D. et MAURIN E.** [2000], “The Decline In Demand For Unskilled Labor: An Empirical Analysis Method and Its Application To France,” *The Review of Economics and Statistics*, 82 (4), p. 596-607.
- GURGAND M. et MAURIN E.** [2006], “Démocratisation de l’enseignement secondaire et inégalités salariales en France,” *Annales Histoire Sciences Sociales*, 61 (4), p. 845.
- HIRANO K., IMBENS G.W. et RIDDER G.** [2003], “Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score,” *Econometrica*, , 71 (4), p. 1161-1189.
- INSEE** [2011], « Annuaire Statistique de la France ».
- JUHN C., MURPHY K.M., et PIERCE B.** [1993], “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill,” *Journal of Political Economy*, 101 (3), p. 410-42.
- KATZ L.F. et MURPHY K.M.** [1992], “Changes in Relative Wages, 1963-1987 : Supply and Demand Factors,” *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (1), p. 35-78.
- KRAMARZ F. et PEREZ-DUARTE S.** [2009], “Wage Structure in France, 1977-1996,” dans LAZEAR EP. And SHAW K. (eds), *The Structure of Wages : An International Comparison*, NBER Chapters, National Bureau of Economic Research, Inc.
- LEE D.S.** [1999], “Wage Inequality In The United States During The 1980S : Rising Dispersion Or Falling Minimum Wage ?,” *The Quarterly Journal of Economics*, 114 (3), p. 977-1023.
- LEMIEUX T.** [2006], “Increasing Residual Wage Inequality : Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill ?,” *American Economic Review*, 96 (3), p. 461-498.
- LEVY F. et MURNANE R.J.** [1992], “U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality : A Review of Recent Trends and Proposed Explanations,” *Journal of Economic Literature*, 30 (3), p. 1333-81.

MACHIN S., MANNING A. et RAHMAN L. [2003], “Where the Minimum Wage Bites Hard : Introduction of Minimum Wages to a Low Wage Sector,” *Journal of the European Economic Association*, 1 (1), p. 154-180.

MACHIN S. et VAN REENEN J. [2007], “Changes in wage inequality”, CEP Working Paper

MAGNAC T. et THESMAR D. [2002], “Analyse économique des politiques éducatives : l’augmentation de la scolarisation en France de 1982 à 1993,” *Annales d’économie et de statistique*, p. 1-33.

MATA J. et MACHADO J.A.F. [2005], “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression,” *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4), p. 445-465.

OAXACA R. [1973], “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*, 14 (3), p. 693-709.

PIKETTY T. [2001], *Les hauts revenus en France au 20ème siècle*, Paris, Grasset.

PIKETTY T. [2003], “Income Inequality in France, 1901-1998,” *Journal of Political Economy*, 111 (5), p. 1004-1042.

PUJOL J. et TOMASINI M. [2009], “Les inégalités de niveaux de vie entre 1996 et 2007,” *Insee première*, 1266, p. 4.

SOLON G., BARSKY R. et PARKER J.A. [1994], “Measuring the Cyclicity of Real Wages : How Important Is Composition Bias ?,” *The Quarterly Journal of Economics*, 109 (1), P. 1-25.

ANNEXE: CONSTRUCTION DES DONNÉES

Salaires. La variable utilisée pour construire les salaires est "SALRED" qui est présente dans les Enquêtes Emplois de 1990 à 2008. Selon l'INSEE, cette variable contient "*le salaire redressé des non réponses*" y compris les primes mensualisées. Ce salaire est calculé par l'INSEE à partir du salaire mensuel déclaré de l'emploi principal (SALMEE dans l'enquête Emploi en continu). Pour les personnes déclarant un salaire brut, un salaire net est calculé par l'INSEE avec une grille de passage.

Nombre d'heures de travail. Pour la série d'Enquêtes Emplois de 1990 à 2002, nous utilisons la variable HH qui contient le "*nombre d'heures de travail habituel par semaine*". Il existe environ 8% de valeurs manquantes pour HH chaque année lorsqu'un salaire est observé. Afin de traiter ce problème, nous imputons une valeur pour HH en utilisant la variable DU qui contient le "*type d'horaire habituel du travail*" en 4 catégories et qui n'a pas de valeurs manquante. Nous calculons d'abord la valeur médiane de HH observée dans chaque catégorie de DU lorsqu'elle n'est pas manquante. Ensuite, nous imputons cette valeur médiane à partir de la valeur de DU lorsque la variable HH est manquante et le salaire est observé. Pour les enquêtes Emplois de 2003 à 2008, nous utilisons la variable HHC qui contient "*le nombre moyen d'heures par semaine dans l'emploi principal*". Dans cette série d'enquête Emplois, il existe seulement 3% de valeurs manquantes lorsque un salaire est observé. Nous imputons HHC lorsqu'elle est manquante en utilisant la variable DUHAB qui contient "*le type d'horaire habituel du travail*". Nous suivons la méthode décrite précédemment avec DU. Il faut noter que la série 2003 à 2008 contient une variable NBHEUR qui contient "*le nombre d'heures correspondant au salaire déclaré*". En pratique, nous avons trouvé qu'elle contenait plus de 34% de valeurs manquantes, et avons choisi de ne pas l'utiliser.

Immigrés. Un immigré est défini, conformément à la définition proposée par le Haut Conseil à l'Intégration, comme un individu qui est né étranger à l'étranger, qu'il soit devenu français ou non depuis sa naissance.

Documents de Travail

350. V. Borgy, T. Laubach, J-S. Mésonnier and J-P. Renne, "Fiscal Sustainability, Default Risk and Euro Area Sovereign Bond Spreads," October 2011
351. C. Cantore, F. Ferroni and M. A. León-Ledesma, "Interpreting the Hours-Technology time-varying relationship," November 2011
352. A. Monfort and J.-P. Renne, "Credit and liquidity risks in euro-area sovereign yield curves," November 2011
353. H. Le Bihan and J. Matheron, "Price Stickiness and Sectoral Inflation Persistence: Additional Evidence," November 2011
354. L. Agnello, D. Furceri and R. M. Sousa, "Fiscal Policy Discretion, Private Spending, and Crisis Episodes," December 2011
355. F. Henriot, S. Hallegatte and L. Tabourier, "Firm-Network Characteristics and Economic Robustness to Natural Disasters," December 2011
356. R. Breton, "A smoke screen theory of financial intermediation," December 2011
357. F. Lambert, J. Ramos-Tallada and C. Rebillard, "Capital controls and spillover effects: evidence from Latin-American countries," December 2011
358. J. de Sousa, T. Mayer and S. Zignago, "Market Access in Global and Regional Trade," December 2011
359. S. Dubecq and C. Gourieroux, "A Term Structure Model with Level Factor Cannot be Realistic and Arbitrage Free," January 2012
360. F. Bec, O. Bouabdallah and L. Ferrara, "The European way out of recessions," January 2012
361. A. Banerjee, V. Bystrov and P. Mizen, "How do anticipated changes to short-term market rates influence banks' retail interest rates? Evidence from the four major euro area economies," February 2012
362. G. Corcos, D. Irac, G. Mion and T. Verdier, "The determinants of intrafirm trade: Evidence from French firms," February 2012
363. C. Glocker, and P. Towbin, "Reserve Requirements for Price and Financial Stability - When Are They Effective?," February 2012
364. C. Altomonte, F. Di Mauro, G. Ottaviano, A. Rungi and V. Vicard, "Global Value Chains during the Great Trade Collapse: A Bullwhip Effect?," February 2012
365. Ph. Andrade and M. Zachariadis, "Global versus local shocks in micro price dynamics," February 2012
366. G. Cette, V. Chouard et G. Verdugo, "Les effets des hausses du SMIC sur le salaire moyen," Février 2012
367. G. Cette and M. de Jong, "Breakeven inflation rates and their puzzling correlation relationships," February 2012
368. S. Dubecq and C. Gourieroux, "Shock on Variable or Shock on Distribution with Application to Stress-Tests," March 2012
369. P. Askenazy, G. Cette and P. Maarek, "Rent building, rent sharing - A panel country-industry empirical analysis," March 2012
370. G. Verdugo, H. Fraise et G. Horny, "Évolution des Inégalités Salariales en France : le Rôle des Effets de Composition," Mars 2012

Pour accéder à la liste complète des Documents de Travail publiés par la Banque de France veuillez consulter le site : www.banque-france.fr

For a complete list of Working Papers published by the Banque de France, please visit the website: www.banque-france.fr

Pour tous commentaires ou demandes sur les Documents de Travail, contacter la bibliothèque de la Direction Générale des Études et des Relations Internationales à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Working Papers, contact the library of the Directorate General Economics and International Relations at the following address :

BANQUE DE FRANCE
49- 1404 Labolog
75049 Paris Cedex 01
tél : 0033 (0)1 42 97 77 24 ou 01 42 92 63 40 ou 48 90 ou 69 81
email : 1404-ut@banque-france.fr