

Les Politiques Salariales : Individus et Entreprises

John M. Abowd et Francis Kramarz*

Septembre 1995

Published under the same title in *Revue Economique* 47 (May 1996): 611-622.

*Université de Cornell et NBER, et INSEE-CREST, respectivement. Cet article a été réalisé pour le Congrès AFSE 21-22 septembre 1995, Paris, France. Cette recherche a été subventionnée aux Etats-Unis par la «National Science Foundation» (bourses SBR 91-11186 et SBR 93-21053) et en France par le Département de la Recherche et le Centre de Recherche en Economie et Statistique (CREST) à l'INSEE. Nous remercions David Margolis de son aide et de ses commentaires et Laurence Allain de son assistance de recherche.

Les Politiques Salariales : Individus et Entreprises

Résumé

Nous étudions un échantillon composé de 1,1 million de Français et de 21 000 entreprises, tous deux représentatifs du secteur privé de l'économie française. Nous suivons les individus à l'aide des DAS de 1976 à 1987 et les entreprises à partir des BIC de 1978 à 1988. En utilisant les modèles d'Abowd, Kramarz et Margolis (1994), nous définissons une mesure de la différence entre salaire interne et externe pour chaque individu et chaque entreprise. Cette différence dépend de la politique salariale de l'entreprise employant le salarié ainsi que de l'espérance de la politique salariale des autres entreprises, connaissant les caractéristiques de l'individu. Nous apparions cette mesure, agrégée au niveau de l'entreprise, avec notre échantillon d'entreprises. Les résultats sont les suivants : (1) plus des deux-tiers de la part des politiques salariales liées à la taille de l'entreprise s'expliquent par la tendance des firmes payant le plus à embaucher des salariés qui ont des salaires externes plus élevés; (2) plus de la moitié des différences sectorielles, corrigées des caractéristiques des individus, disparaît; (3) même une mesure biaisée ne prenant en compte que les différences de salaires externes peut expliquer la plupart des différences observées entre les politiques salariales des entreprises.

John M. Abowd
School of Industrial and Labor Relations
Cornell University
259 Ives Hall
Ithaca, NY 14853-3901
U.S.A.
and NBER

Voix : +1-607-255-8024
Fax : +1-607-255-4496
Internet : John_Abowd@cornell.edu

Francis Kramarz
Département de la Recherche
INSEE-CREST
15, bd Gabriel Péri
92244 Malakoff Cedex
France

Voix : +33-1-41.17.60.33
Fax : +33-1-41.17.60.46
Internet : kramarz@ensae.fr

1. Introduction

Depuis la parution du désormais classique traité de Gary Becker sur le capital humain en 1964 et la publication par Jacob Mincer en 1974 d'une analyse empirique des revenus qui a fait école, l'étude des déterminants du salaire s'est largement appuyée sur les modèles d'offre d'emploi et l'analyse des salaires individuels. Plus généralement, les méthodes statistiques utilisées pour étudier les déterminants des rémunérations individuelles se basent sur des données retraçant de manière détaillée l'expérience des individus sur le marché du travail, mais pauvres en enseignements ayant trait à l'employeur et à la nature exacte de l'emploi. Vers le milieu des années 80, les économistes du travail s'accordèrent sur la nécessité de modéliser employés et employeurs de manière symétrique et de disposer d'informations plus détaillées sur l'employeur pour compléter le tableau dressé par les considérations d'offre--et en particulier par les variables de capital humain.¹ L'émergence d'une littérature empirique sur les problèmes posés par la structure asymétrique de l'information dans la relation d'emploi et un renouveau d'intérêt pour l'étude empirique du rôle des variables liées à la demande de travail dans la détermination de la rémunération individuelle ont conduit les chercheurs à inclure des caractéristiques détaillées de l'industrie, et parfois de l'entreprise, dans leur modélisation statistique des déterminants du salaire.

L'hypothèse selon laquelle les importantes variations salariales liées aux caractéristiques des industries naissent du différentiel de capacité qu'a chaque employeur à attirer et motiver des salariés désireux et capables de travailler efficacement au sein de l'entreprise se fit jour.² C'est au cœur de cette hypothèse que prend forme le concept de système de rémunération--un ensemble de principes guidant l'entreprise dans son choix d'offre de salaire et déterminant, en conjonction avec le niveau d'effort et d'aptitude du salarié, la rémunération attachée à une relation d'emploi donnée. C'est ainsi que Glenn Cain a reconnu en 1976 que l'analyse de l'offre de travail ne pourrait pas expliquer les politiques salariales des firmes et que toutes les politiques internes resteraient difficiles à expliquer jusqu'à l'arrivée des données entrepreneuriales. S'appuyant sur cette dernière idée, Sherwin Rosen et Robert Willis, dans deux articles différents, ont écrit en 1986 que les données appariées individu-entreprise constitueraient l'élément essentiel pour avancer l'étude des politiques salariales des firmes.

En faisant l'hypothèse que la rémunération peut être décomposée en une somme d'effets liés à l'investissement en capital humain réalisé par l'individu (observable), au caractère hétérogène des individus (hétérogénéité révélée sur le marché du travail mais inobservable pour le statisticien, sauf indirectement) et aux caractéristiques diverses des employeurs, nous modélisons la politique salariale comme système de rémunération individuel et collectif qui décrit la façon dont les entreprises se servent d'individus hétérogènes pour assembler une main-d'œuvre au profil particulier dont la composition assure la maximisation du profit. Les entreprises sont en compétition le long de chaque

¹ Voir les articles de Rosen et de Willis dans le **Handbook of Labor Economics**, 1986.

² Cet argument reprend en substance celui avancé par Krueger et Summers (1988).

dimension de ce système de rémunération et les travailleurs prennent conscience qu'il existe de nombreux substituts à leur offre de travail. La politique salariale des entreprises, le marché interne, comprend tous les choix spécifiques aux firmes--les différences de rémunérations ainsi que les lois empiriques des caractéristiques des travailleurs. Le marché externe nous informe, de même manière, sur la rentabilité du capital humain et sur la recherche d'emploi de chaque individu.

A partir du modèle d'Abowd, Kramarz et Margolis (1994, AKM ci-dessous) nous définissons une mesure du salaire externe qui dépend des caractéristiques individuelles et des salaires perçus chez les autres employeurs (précédant ou suivant l'actuel) et une mesure du salaire interne qui dépend uniquement de l'employeur actuel. Nous prenons la différence salariale interne-externe. Cette différence n'est liée qu'aux politiques salariales des entreprises et à la corrélation de cette politique avec celle des autres entreprises. Si cette mesure est parfaitement juste en théorie, elle ne s'avère être statistiquement identifiable que dans les données longitudinales où entreprises et individus sont appariés. Nous nous servons d'un tel échantillon français pour estimer, au niveau de l'entreprise, la différence moyenne des salaires interne et externe. Nous appuyant sur cette mesure, nous montrons que (1) plus des deux-tiers de la part des politiques salariales liées à la taille de l'entreprise s'expliquent par la tendance des firmes payant le plus à embaucher des salariés qui ont des salaires externes plus élevés; (2) plus de la moitié des différences sectorielles, corrigées des caractéristiques des individus, disparaît; (3) même une mesure biaisée ne prenant en compte que les différences de salaires externes peut expliquer la plupart des différences entre les politiques salariales des firmes.

Il existe deux obstacles essentiels à l'analyse statistique et économique des systèmes de rémunération. Il s'agit dans un premier temps de pouvoir quantifier les composantes de la rémunération liées aux caractéristiques individuelles, à l'hétérogénéité des individus, aux caractéristiques des employeurs et à l'hétérogénéité des employeurs. Certains échantillons statistiques ne permettent pas de faire la distinction entre les effets inhérents aux individus d'une part, et aux entreprises d'autre part, et conduisent par la même à accorder trop d'importance à l'une ou l'autre des sources. Nous reviendrons ci-dessous sur l'importance des exigences que cette nécessité purement statistique place sur le choix des données--exigences qui ne sont que rarement satisfaites. Dans un second temps se pose le problème de la structure économique du "salaire d'opportunité" des salariés et du "niveau de profits de réserve" des entreprises, dont les définitions sont loin d'être immédiates.

Dans la deuxième section de cet article nous présentons un modèle de base purement statistique définissant la décomposition du salaire entre composantes interne et externe. La troisième section montre que l'analyse économique de notre décomposition est embrouillée par la mobilité de la population active. Nous décrivons les données dans la quatrième section. La cinquième section présente nos résultats sur la liaison entre les politiques salariales et les effets liés à la taille d'entreprise. Dans la sixième section se trouvent nos résultats sur les différences intersectorielles. Les conclusions sont présentées dans la septième section.

2. Un modèle de référence pour les systèmes de rémunération

L'essentiel des idées présentées dans cet article peut être illustré à l'aide d'un modèle très simple de la structure statistique de la rémunération individuelle :

$$w_{it} = \mathbf{a}_i + \mathbf{f}_{J(i,t)} + x_{it}\mathbf{b} + \mathbf{e}_{it} \quad (1)$$

où w_{it} dénote le logarithme népérien de la rémunération pour l'individu i durant la période t , \mathbf{a}_i est la composante de la rémunération propre à l'individu, $\mathbf{f}_{J(i,t)}$ est la composante propre à l'entreprise, $x_{it}\mathbf{b}$ est la composante propre à l'individu liée à ses caractéristiques observables, \mathbf{e}_{it} est la composante idiosyncratique non-corrélée avec \mathbf{a} ou \mathbf{f} , et où la fonction $J(i,t)$ identifie l'entreprise employant le salarié i à la période t . Pour un échantillon d'individus suivis pendant T années la structure statistique générale de l'équation (1) peut s'écrire

$$E \begin{bmatrix} \mathbf{a}_i \\ \mathbf{f}_{J(i,t)} \\ x_{it}\mathbf{b} \\ \mathbf{e}_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{m} \\ 0 \\ \bar{x}\mathbf{b} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2)$$

$$V \begin{bmatrix} \mathbf{a}_i \\ \mathbf{f}_{J(i,t)} \\ x_{it}\mathbf{b} \\ \mathbf{e}_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{s}_{aa} & \mathbf{s}_{af} & \mathbf{b}'\Sigma_{xa} & 0 \\ \mathbf{s}_{af} & \mathbf{s}_{ff} & \mathbf{b}'\Sigma_{xf} & 0 \\ \Sigma_{ax}\mathbf{b} & \Sigma_{fx}\mathbf{b} & \mathbf{b}'\Sigma_{xx}\mathbf{b} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \mathbf{s}_{ee} \end{bmatrix} \quad (3)$$

pour $t = 1, \dots, T$. En se servant de données portant sur 1.1 million de salariés français, Abowd, Kramarz et Margolis (1994) ont estimé que la matrice de variance-covariance de l'équation (3) est de la forme présentée dans le tableau 1.³

Covariance (au-dessus de la diagonale) Correlation (en-dessous)	Effet individuel	Effet d'entreprise	Effet des caractéristiques	Effet idiosyncratique
Effet individuel α	0,1811	0,0027	0,0042	-0,0002
Effet d'entreprise ϕ	0,0974	0,0042	0,0003	0,0000
Effet des caractéristiques $x\beta$	0,0710	0,0325	0,0192	-0,0002
Effet idiosyncratique ε	-0,0243	-0,0001	-0,0048	0,0557

Source: Abowd, Kramarz et Margolis (1994) tableau 5.

Tableau 1
Covariances et corrélations entre les composantes de la rémunération réelle d'un échantillon de travailleurs français

³ AKM ont estimé un modèle dans lequel l'effet d'individu se décompose en une partie constante et une partie liée à l'éducation. L'effet appelé α dans cet article est l'effet θ d'AKM. De même, l'effet d'entreprise se décompose en deux parties dans le papier d'AKM tandis qu'ici l'effet ϕ les comprend toutes deux (effet ψ d'AKM).

Les équations (1)-(3) servent à construire des mesures directes du salaire interne et externe de l'individu. L'espérance du salaire, connaissant la firme j , s'exprime ainsi :

$$E[w_{it} | \mathbf{a}_i, x_{it}, J(i, t) = j] = \mathbf{a}_i + \mathbf{f}_j + x_{it} \mathbf{b} \quad (4)$$

L'espérance du salaire externe, w_{it}^a , s'écrit :

$$E[w_{it}^a | \mathbf{a}_i, x_{it}] = \mathbf{a}_i + E[\mathbf{f} | \mathbf{a}_i, x_{it}] + x_{it} \mathbf{b} \quad (5)$$

Dans nos données françaises où les individus et les entreprises sont tous deux tirés d'échantillons représentatifs, il est normal de prendre, comme estimateur de la différence entre le salaire interne et externe, l'effet δ défini par :

$$\mathbf{d}_{it} \equiv E[w_{it} | \mathbf{a}_i, x_{it}, J(i, t) = j] - E[w_{it}^a | \mathbf{a}_i, x_{it}] \quad (6)$$

et estimé par :

$$\hat{\mathbf{d}}_{it} \equiv w_{it} - \hat{w}_{it}^a \equiv w_{it} - x_{it} \mathbf{b} - \frac{\sum_{s \neq t, J(i, s) \neq j} w_{is} - x_{is} \mathbf{b}}{\sum_{s \neq t} 1[J(i, s) \neq j]} \quad (7)$$

où la fonction $1[C]$ est la fonction indicatrice de la condition C . Pour une entreprise j , la différence moyenne entre le salaire interne et externe s'exprime de la manière suivante :

$$\hat{\mathbf{d}}_j \equiv \frac{\sum_{(i, s) \in \{J(i, s) = j\}} \hat{\mathbf{d}}_{is}}{\sum_{(i, s)} 1[J(i, s) = j]} \quad (8)$$

L'équation (6) montre que la différence entre le salaire interne et externe est définie d'une façon tout à fait normale. Son estimation mesure la différence entre le salaire actuel, corrigé des caractéristiques de l'individu, et la moyenne des salaires perçus par ce même individu dans tous ses autres emplois, également corrigée des caractéristiques individuelles à la date appropriée, voir équation (7). L'équation (8) nous donne la définition de la moyenne entrepreneuriale de la différence des salaires interne-externe de tous ses employés sondés.

Nous nous intéressons à une estimation consistante du paramètre \mathbf{d}_j . Une fois muni d'un estimateur consistant de \mathbf{b} , qui vient d'AKM, nous nous servons de l'estimateur de l'équation (8) pour arriver au résultat :

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty}(\hat{\mathbf{d}}_j) = \mathbf{f}_j - E[\mathbf{f} | \{\mathbf{a}_i, x_{it} | (i, t) \in \{J(i, t) = j\}\}] \quad (9)$$

L'espérance au côté droit de l'équation (9) vient de la possibilité d'une corrélation entre les composantes du salaire. Quoique le tableau 1 montre que selon les estimations d'AKM cette corrélation est faible, notre estimateur actuel peut s'appliquer au cas où ces corrélations sont fortes. Lorsque les corrélations entre effets sont fortes, \mathbf{d} mesure la différence entre la politique salariale de la firme j et l'espérance de l'effet entrepreneurial sur le marché du travail connaissant les caractéristiques moyennes de l'ensemble de ses employés.

Les données appariées individu-entreprise sont suffisamment rares pour que nous proposons d'étudier un deuxième estimateur afin de connaître l'importance du biais lié au manque de données appropriées. Nous considérons un estimateur de l'effet \mathbf{d} qui ne dépend pas des caractéristiques individuelles :

$$\hat{\mathbf{d}}_{it}^u \equiv w_{it} - \frac{\sum_{s \neq t, J(i,s) \neq j} w_{is}}{\sum_{s \neq t} 1[J(i,s) \neq j]} \quad (10)$$

ainsi que sa moyenne, au niveau de la firme :

$$\hat{\mathbf{d}}_j^u \equiv \frac{\sum_{(i,s) \in \{J(i,s)=j\}} \hat{\mathbf{d}}_{is}^u}{\sum_{(i,s)} 1[J(i,s)=j]} \quad (11)$$

L'interprétation des équations (10) et (11) est identique à celle des équations (7) et (8) si ce n'est que la différence n'est pas corrigée des effets $x_{it} \mathbf{b}$.

Dans le cadre des estimateurs $\hat{\mathbf{d}}_j$, celui de l'équation (8) est consistant au niveau de la firme tandis que celui de l'équation (10) n'est pas consistant, comme le montre l'équation suivante:

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\hat{\mathbf{d}}_j - \hat{\mathbf{d}}_j^u) = -E[\bar{x}_j - \mathbf{m}_x | j] \mathbf{b} \quad (12)^4$$

où \mathbf{m}_x est la moyenne des x_{it} pour tous (i,t) . La non-consistance de l'estimateur $\hat{\mathbf{d}}_j^u$ est importante car cet estimateur mesure la tendance des firmes à embaucher des travailleurs sélectionnés selon leurs caractéristiques x . Il faut remarquer d'ailleurs que ni l'estimateur (8) ni l'estimateur (10) ne sont inconsistants en raison des effets α . Notre modèle supprime les effets d'individus parce qu'il porte directement sur la différence entre le salaire interne et externe de chaque personne.

⁴ Dans tous nos tests de consistance N tend vers l'infini tandis que le nombre de firmes et la loi statistique de la taille des firmes restent fixes.

3. La mobilité de la population active et les effets individus-entreprises

Il serait tentant de conclure des résultats du tableau 1 qu'il n'existe qu'une faible corrélation (moins de 0,10) entre la composante propre à l'individu et celle propre à l'entreprise, que la composante individuelle joue un rôle bien plus important que celle inhérente à l'entreprise dans l'explication des rémunérations individuelles, et que l'erreur statistique est sans doute plus importante que l'effet d'entreprise. En termes de décomposition statistique, ces conclusions sont certes cohérentes avec les résultats du tableau 1; il reste que l'établissement d'une correspondance entre l'effet individuel (purement statistique) et l'hétérogénéité des individus, de même que celle entre l'effet lié à l'entreprise et l'hétérogénéité des employeurs, est très sensible au choix du modèle.

Du point de vue de l'employeur se posent au moins deux choix importants. L'offre de salaire de l'entreprise relativement à sa perception du marché est clairement liée à f_j ; cependant, l'entreprise peut aussi choisir le niveau moyen de a , là aussi relativement à sa perception du marché. Economiquement, il serait souhaitable d'associer le paramètre statistique f_j à la décision prise par l'entreprise de payer peu ou beaucoup relativement au marché. Dès lors, le paramètre \bar{a}_j , l'effet individuel moyen au sein de l'entreprise, peut s'interpréter comme le choix effectué par l'entreprise du niveau moyen d'aptitude (inobservable pour le statisticien) souhaitable chez un employé. Le problème que posent ces deux interprétations réside dans leur trop grande dépendance vis-à-vis des caractéristiques de la mobilité des salariés sur le marché du travail.

Le tableau 2 (établi d'après le tableau 1 d'Abowd, Kramarz et Margolis) résume les caractéristiques de la mobilité des salariés français. Il est important de noter que plus de la moitié des individus présents dans l'échantillon n'ont jamais changé d'employeurs en douze ans (dix années sont effectivement présentes dans l'échantillon). D'autre part, l'écrasante majorité de ces individus (559 048) qui n'ont jamais changé d'employeurs travaille pour une entreprise dont la main-d'œuvre comprenait, à un moment donné, au moins un salarié qui avait changé au moins une fois d'employeurs. Autrement dit, les individus de la colonne (1a) ont tous travaillé dans une entreprise qui employait également, à un moment donné durant les douze années potentiellement incluses dans l'échantillon, un des individus des colonnes (2) et (3). L'identification de f_j repose entièrement sur la différence entre le salaire moyen des salariés de l'entreprise j ayant changé d'employeurs au moins une fois (colonnes 2 et 3) et celui des salariés ayant changé au moins une fois d'employeurs dans toutes les autres entreprises. De ce fait, dans la décomposition de la variance présentée dans le tableau 1, l'effet propre à l'entreprise assigné à tous les salariés n'ayant jamais changé d'employeurs est basé sur le changement moyen de rémunération des individus ayant changé au moins une fois d'employeurs travaillant dans leur entreprise.

Années dans l'échantillon	Nombre d'employeurs			
	1	1a	2	3+
1	318 627	247 532		
2	75 299	57 411	51 066	
3+	298 572	254 105	203 710	219 031
Total	692 498	559 048	254 776	219 031

Note: les individus de la colonne 1a n'ont connu qu'un employeur mais travaillent pour une entreprise employant au moins un salarié ayant changé d'employeurs. N=1 166 305
Source: Abowd, Kramarz and Margolis, 1994, tableau 1.

Tableau 2
Distribution des salariés français par nombre d'employeurs et années de présence dans l'échantillon

Il est possible de généraliser l'intuition qui sous-tend les résultats du tableau 2. Si la mobilité au sein de l'économie est un phénomène exogène, c'est-à-dire si la probabilité que la relation d'emploi avec une entreprise soit rompue et qu'une autre relation se forme avec une nouvelle entreprise ne dépend pas de la trajectoire salariale des individus, alors l'établissement d'une correspondance entre le paramètre f_j et le choix d'offre de salaire effectué par l'entreprise j est correct. A l'inverse, si la mobilité est un phénomène endogène pour une économie donnée, un tri systématique s'opère entre les individus n'ayant jamais changé d'employeurs et ceux ayant eu au moins deux employeurs selon les valeurs prises par leurs paramètres a , f and e . Dans ce cas, les valeurs mesurées de l'effet inhérent à l'entreprise sont faussées par la valeur relative des effets individuels et idiosyncratiques moyens des individus ayant changé au moins une fois d'employeurs et de ceux n'ayant connu qu'un employeur⁵.

L'exemple des salariés français fournit une illustration de cet argument. Le tableau 3 (dont les résultats sont dérivés d'Abowd, Kramarz et Margolis, tableau 6) met en évidence les caractéristiques de la mobilité des salariés ayant changé au moins une fois d'employeurs selon la valeur prise par leur a .

Effet individuel α	Faible		Fort	
	Faible	Fort	Faible	Fort
Effet d'entreprise ϕ (destination)				
Effet d'entreprise ϕ (origine)				
Faible	57%	17%	40%	21%
Fort	18%	8%	20%	19%

Source: Abowd, Kramarz and Margolis, 1994, tableau 7.

Tableau 3
Caractéristiques des effets inhérents à l'individu et à l'entreprise parmi les salariés français mobiles

Les salariés dont l'effet individuel est estimé être faible ont davantage tendance à évoluer dans des emplois "à faible ϕ " que ceux dont l'effet individuel est fort (57% contre 40%). Il

⁵ Voir l'exemple de mobilité endogène présenté dans Abowd, Kramarz et Margolis.

est clair que la netteté de la distinction entre hétérogénéité des individus et hétérogénéité des entreprises est remise en cause par ce résultat. La faible magnitude de certains a provient-elle du fait que le salarié a évolué dans des emplois à faible f ? La faible magnitude de certains f provient-elle du fait que les employeurs n'ont choisi que des salariés à faible a , qui ont tendance, pour une variété de raisons, à être plus mobiles? Ce sont les questions qui s'imposent à toutes les études empiriques des données de rémunération.⁶

4. Les données françaises appariées employeur-employé

L'échantillon d'individus utilisé dans AKM est un sondage de 1/25 de la population active employée (hors fonctionnaires) pour lesquels il existe un enregistrement de la "Déclaration annuelle des salaires" (DAS, INSEE 1990c et Lollivier non-daté). Les personnes retenues sont nées en Octobre d'une année paire. Les enregistrements de 1976 à 1987, sauf 1981 et 1983, sont disponibles. Nous servant du salaire net des cotisations salariales présent dans le fichier de l'INSEE, nous y avons rajouté les cotisations salariales et patronales pour arriver aux frais de personnel. Ces frais ont été annualisés en utilisant les jours de travail rémunérés déclarés et mesurés en francs de 1980. Nous avons pris ou calculé les variables indépendantes suivantes : années de vie active potentielles, formation, sexe, région d'emploi, et ancienneté dans l'entreprise. Ces variables, de même que des indicatrices d'années, ont servi dans l'estimation du coefficient b de l'équation (1). Des coefficients séparés pour les hommes et les femmes ont été estimés; de même nous avons inclus des effets individuels et d'entreprises.⁷ Les différences entre salaire interne et externe (équation (6) de ce papier) ont été estimées à l'aide des résultats d'AKM ($x_{it} \hat{b}$). Celles données par l'équation (9) ont été calculées sans corriger pour $x_{it} \hat{b}$. Le tableau 4 présente, dans les colonnes intitulées "corrigées des caractéristiques", des statistiques basées sur les données individuelles du salaire interne :

$$w_{it} - x_{it} \hat{b} \quad (13)$$

et du salaire externe :

$$\hat{w}_{it}^a \equiv \frac{\sum_{s \neq t, J(i,s) \neq j} w_{is} - x_{is} \hat{b}}{\sum_{s \neq t} 1[J(i,s) \neq j]} \quad (14)$$

ainsi que l'écart entre salaire interne et salaire externe donné par l'équation (6). Nous précisons également le nombre d'années où chaque individu sondé est présent. Le tableau 4 présente aussi, dans les colonnes intitulées "non-corrigées", des statistiques similaires pour le salaire annuel total (réel) w_{it} , une mesure non corrigée du salaire externe calculé de manière identique à l'équation (14) mais où $x_{is} \hat{b}$ n'est pas soustrait du numérateur, et la différence entre salaire interne et externe donnée par l'équation (9).

⁶ Voir Groshen (1991) et Troske (1993) par exemple.

⁷ Voir tableau 3 d'AKM.

Notre échantillon de firmes est le même que celui utilisé par AKM; il est tiré de l'échantillon d'entreprises (INSEE 1990a,b). Composé de 21 642 entreprises, il est représentatif du secteur privé (hors agriculture). La taille de chaque entreprise est calculée comme l'effectif moyen employé au cours de l'année (de 1984 à 1988) ou l'emploi au 31 décembre (de 1978 à 1983). Seules les entreprises d'au moins 20 salariés sont incluses. Nous avons apparié nos estimations des écarts de salaires interne-externe mesurés au niveau de l'entreprise avec la taille de ces mêmes entreprises et leurs secteurs d'appartenance afin d'effectuer les régressions présentées dans la suite de cet article. Toutes ces régressions sont pondérées par l'inverse de la probabilité d'inclusion de l'entreprise et sont donc représentatives.

5. Résultats sur les écarts de salaires liés à la taille des entreprises

Pour examiner la relation entre la taille d'entreprise et notre mesure des écarts de salaire interne et externe nous avons régressé les salaires interne-externe et l'écart interne-externe sur les indicatrices de taille de la firme. Les résultats sont présentés dans le tableau 5 (ajustés des caractéristiques individuelles) et le tableau 6 (non-ajustés). Il est clair qu'au sein des entreprises françaises la relation entre taille et salaire est aussi forte que celle trouvée pour les entreprises américaines par Brown et Medoff (1989). De même que pour les entreprises américaines, la prise en compte des caractéristiques individuelles n'a que peu d'impact. Le mystère se lève dès lors que l'on examine les colonnes "salaire externe." Dans ces colonnes, nous avons régressé le salaire externe moyen des individus employés par la firme sur les indicatrices de taille de l'entreprise. Les tableaux démontrent que les entreprises les plus grandes emploient des travailleurs à haut salaire externe. Cette tendance explique près de deux tiers des écarts de salaire entre entreprises de différentes tailles. Finalement, les colonnes "différence" montrent encore une fois que les écarts sont en grande partie des écarts de salaire externe.

Année	Variable	Corrigées des caractéristiques			Non-corrigées	
		Taille d'échantillon	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
76	Log(salaire interne)	510 906	3,911	(0,487)	4,171	(0,512)
	Log(salaire externe)	247 836	3,846	(0,453)	4,288	(0,477)
	Différence δ	247 836	0,027	(0,431)	-0,149	(0,443)
	Nombre d'années	510 906	2,112	(2,774)	2,112	(2,774)
77	Log(salaire interne)	528 642	3,904	(0,478)	4,183	(0,505)
	Log(salaire externe)	269 540	3,836	(0,449)	4,270	(0,476)
	Différence δ	269 540	0,022	(0,421)	-0,129	(0,435)
	Nombre d'années	528 642	1,988	(2,553)	1,988	(2,553)
78	Log(salaire interne)	543 850	3,897	(0,479)	4,209	(0,507)
	Log(salaire externe)	287 651	3,829	(0,443)	4,250	(0,473)
	Différence δ	287 651	0,019	(0,423)	-0,088	(0,441)
	Nombre d'années	543 850	1,902	(2,369)	1,902	(2,369)
79	Log(salaire interne)	551 643	3,890	(0,468)	4,232	(0,494)
	Log(salaire externe)	300 022	3,824	(0,440)	4,236	(0,472)
	Différence δ	300 022	0,019	(0,407)	-0,048	(0,425)
	Nombre d'années	551 643	1,870	(2,255)	1,870	(2,255)
80	Log(salaire interne)	552 542	3,878	(0,483)	4,233	(0,511)
	Log(salaire externe)	307 472	3,817	(0,433)	4,220	(0,466)
	Différence δ	307 472	0,014	(0,423)	-0,031	(0,445)
	Nombre d'années	552 542	1,908	(2,244)	1,908	(2,244)
82	Log(salaire interne)	539 111	3,860	(0,495)	4,260	(0,520)
	Log(salaire externe)	309 724	3,808	(0,430)	4,193	(0,464)
	Différence δ	309 724	0,013	(0,430)	0,032	(0,453)
	Nombre d'années	539 111	1,983	(2,270)	1,983	(2,270)
84	Log(salaire interne)	518 232	3,848	(0,493)	4,297	(0,518)
	Log(salaire externe)	299 902	3,797	(0,432)	4,159	(0,464)
	Différence δ	299 902	0,022	(0,444)	0,116	(0,466)
	Nombre d'années	518 232	1,962	(2,267)	1,962	(2,267)
85	Log(salaire interne)	512 565	3,846	(0,495)	4,320	(0,517)
	Log(salaire externe)	293 531	3,791	(0,434)	4,146	(0,467)
	Différence δ	293 531	0,028	(0,454)	0,155	(0,472)
	Nombre d'années	512 565	1,952	(2,297)	1,952	(2,297)
86	Log(salaire interne)	521 608	3,827	(0,513)	4,334	(0,539)
	Log(salaire externe)	294 942	3,787	(0,435)	4,134	(0,467)
	Différence δ	294 942	0,029	(0,465)	0,201	(0,483)
	Nombre d'années	521 608	1,992	(2,404)	1,992	(2,404)
87	Log(salaire interne)	526 009	3,813	(0,510)	4,342	(0,533)
	Log(salaire externe)	290 734	3,782	(0,436)	4,123	(0,470)
	Différence δ	290 734	0,031	(0,466)	0,235	(0,481)
	Nombre d'années	526 009	2,122	(2,597)	2,122	(2,597)

Sources: estimations des auteurs à partir des DAS (INSEE).

Tableau 4
Statistiques de base sur les salaires internes et externes,
corrigées et non-corrigées des caractéristiques d'individu

Taille d'entreprise	Effectif total (en milliers)	Nombre d'entreprises	Nombre dans l'échantillon	Salaire interne		Salaire externe		Différence δ	
				Coef.	E-t.	Coef.	E-t.	Coef.	E-t.
1 - 19	694	a	a	b		b		b	
20 - 25	921	41 618	3 657	0,0000	c	0,0000	c	0,0000	c
26 - 30	596	21 690	1 915	0,0240	(0,0084)	0,0077	(0,0081)	0,0181	(0,0079)
31 - 40	900	26 018	2 372	0,0243	(0,0077)	0,0174	(0,0074)	0,0079	(0,0073)
41 - 50	708	15 823	1 779	0,0350	(0,0088)	0,0120	(0,0084)	0,0232	(0,0083)
51 - 100	1 441	20 606	4 290	0,0616	(0,0080)	0,0309	(0,0077)	0,0255	(0,0075)
101 - 200	1 354	9 729	2 406	0,0732	(0,0102)	0,0499	(0,0098)	0,0278	(0,0096)
201 - 500	1 621	5 333	2 626	0,1042	(0,0129)	0,0687	(0,0124)	0,0382	(0,0122)
501 - 750	648	1 064	952	0,1405	(0,0272)	0,0864	(0,0262)	0,0533	(0,0257)
751 - 1000	468	546	516	0,1915	(0,0378)	0,1197	(0,0363)	0,0605	(0,0356)
1001 +	4 523	1 170	1 129	0,2029	(0,0255)	0,1269	(0,0245)	0,0618	(0,0241)
Somme	13 874	143 597	21 642						
R ²				0,0113		0,0050		0,0017	
E-t. d'équation				0,8316		0,7991		0,7848	

Notes: a. Entreprise hors plan du sondage.
b. Non estimé.
c. Groupe de référence.

Sources: estimations des auteurs à partir des DAS et des BIC (INSEE).

Tableau 5
Analyse par régression des différences liées à la taille
(corrigées des caractéristiques d'individu)

Taille d'entreprise	Salaire interne		Salaire externe		Différence δ	
	Coef.	E-t.	Coef.	E-t.	Coef.	E-t.
1 - 19	a					
20 - 25	0,0000	b	0,0000	b	0,0000	b
26 - 30	0,0208	(0,0091)	0,0129	(0,0088)	0,0125	(0,0086)
31 - 40	0,0232	(0,0084)	0,0188	(0,0081)	0,0055	(0,0079)
41 - 50	0,0216	(0,0095)	0,0114	(0,0092)	0,0101	(0,0090)
51 - 100	0,0534	(0,0086)	0,0321	(0,0083)	0,0202	(0,0082)
101 - 200	0,0636	(0,0110)	0,0492	(0,0106)	0,0238	(0,0104)
201 - 500	0,0984	(0,0140)	0,0683	(0,0135)	0,0399	(0,0132)
501 - 750	0,1379	(0,0295)	0,0817	(0,0285)	0,0645	(0,0279)
751 - 1000	0,1877	(0,0409)	0,1178	(0,0395)	0,0718	(0,0386)
1001 +	0,2057	(0,0276)	0,1265	(0,0267)	0,0746	(0,0261)
R ²	0,0088		0,0041		0,0015	
E-t. de l'équation	0,9007		0,8697		0,8506	

Notes: a. Entreprise hors plan du sondage.
b. Groupe de référence.

Sources: estimations des auteurs à partir des DAS et des BIC (INSEE).

Tableau 6
Estimations des différences liées à la taille d'entreprise
(non-corrigées des caractéristiques d'individu)

6. Résultats sur les écarts de salaire entre secteurs

Nous utilisons nos estimations des écarts entre salaire interne et externe pour réexaminer la question des écarts de salaire entre secteurs. La colonne intitulée “salaire interne” du tableau 7 présente les écarts de salaire entre secteurs pour notre échantillon d’entreprises françaises. Ces écarts sont corrigés des caractéristiques individuelles. Il faut noter que ces écarts ne sont pas aussi grands qu’aux Etats-Unis (en comparant par exemple notre écart-type de 0,102 au résultat de Krueger et Summers [1988] de 0,160). Si l’on examine les raisons des écarts intersectoriels, on constate que 60% de ce différentiel est dû au salaire externe. Ce qui reste des écarts a un écart-type de 0,065, un chiffre bien plus bas que ceux que l’on trouve dans Krueger et Summers. Bien évidemment la prise en compte des travailleurs à haut salaire externe dans les secteurs à haut salaire--prise en compte qui inclut à la fois les effets individuels et l’espérance des effets d’entreprise--nous permet de comprendre l’origine des écarts de salaire entre secteurs.

7. Conclusions

Nous utilisons une nouvelle mesure du salaire externe que seules des données longitudinales appariant individus et entreprises permettent d’estimer. En se basant sur cette mesure, nous avons montré que deux tiers des écarts de salaire dus à la taille des entreprises proviennent de la propension des grandes entreprises à employer des individus à forte valeur externe. De même, approximativement 60% des écarts de salaires entre secteurs proviennent de la tendance des secteurs à haut salaire à employer des travailleurs à forte valeur externe (en ajustant pour les caractéristiques individuelles). Nous montrons aussi que des conclusions similaires sont obtenues même si l’on ne dispose pas des caractéristiques individuelles des travailleurs dans les données. Cette étude démontre l’importance des phénomènes d’appariement sur le marché du travail en France, phénomènes qui ne peuvent s’examiner qu’à l’aide de données longitudinales appariant individus et entreprises.

Secteur	Salaire interne		Différence δ		δ non-corrigée	
	Coef.	E-t.	Coef.	E-t.	Coef.	E-t.
T02 Viande et lait	-0,107	(0,036)	0,024	(0,036)	0,026	(0,039)
T03 Autres produits alimentaires	-0,092	(0,034)	0,028	(0,034)	0,013	(0,037)
T04 Combustibles minéraux solides et coke	-0,076	(0,192)	0,201	(0,193)	0,145	(0,208)
T05 Pétrole et gaz naturel	0,125	(0,100)	0,031	(0,100)	0,012	(0,109)
T06 Electricité, gaz et eau	0,072	(0,089)	0,010	(0,089)	0,113	(0,096)
T07 Minerais et métaux ferreux	-0,001	(0,056)	0,022	(0,056)	0,016	(0,061)
T08 Minerais et métaux non ferreux	-0,004	(0,071)	0,106	(0,071)	0,116	(0,077)
T09 Matériaux de construction	-0,030	(0,035)	0,027	(0,035)	0,000	(0,038)
T10 Verre	-0,005	(0,054)	0,024	(0,055)	0,002	(0,059)
T11 Chimie, fibres synthétique	0,053	(0,048)	0,078	(0,048)	0,067	(0,052)
T12 Parachimie et pharmacie	0,080	(0,038)	0,053	(0,038)	0,052	(0,041)
T13 Fonderie et travail de métaux	-0,038	(0,032)	0,000	(0,032)	-0,019	(0,035)
T14 Construction mécanique	0,034	(0,032)	0,016	(0,032)	-0,001	(0,035)
T15A et T15B Matériel électronique, etc.	0,020	(0,033)	-0,004	(0,034)	-0,005	(0,036)
T16 Matériels de transport terrestre	-0,066	(0,039)	0,067	(0,039)	0,036	(0,043)
T17 Construction navale, aéronautique, etc.	0,093	(0,053)	0,052	(0,053)	0,057	(0,057)
T18 Textile et habillement	-0,133	(0,032)	-0,020	(0,032)	-0,032	(0,035)
T19 Cuirs et chaussures	-0,172	(0,038)	-0,044	(0,038)	-0,067	(0,041)
T20 Bois, meubles, industries diverses	-0,091	(0,032)	0,005	(0,033)	-0,017	(0,035)
T21 Papier, carton	-0,072	(0,040)	0,025	(0,040)	0,024	(0,044)
T22 Presse et édition	0,095	(0,034)	0,029	(0,034)	0,022	(0,037)
T23 Caoutchouc, transformations des plastiques	-0,120	(0,036)	0,002	(0,036)	-0,002	(0,039)
T24 Bâtiment et génie civil et agricole	-0,074	(0,031)	-0,020	(0,031)	-0,047	(0,033)
T25-T28 Commerce	-0,005	(0,031)	0,013	(0,031)	0,002	(0,033)
T29 Réparation et commerce de l'automobile	-0,012	(0,033)	-0,008	(0,033)	-0,033	(0,035)
T30 Hôtels-cafés-restaurants	-0,066	(0,033)	0,025	(0,033)	0,016	(0,036)
T31 Transports	0,004	(0,032)	0,000	(0,032)	0,013	(0,035)
T32 Télécommunications et poste	0,268	(0,141)	-0,274	(0,142)	-0,163	(0,154)
T33 Services marchands aux entreprises	0,116	(0,031)	0,028	(0,031)	0,036	(0,034)
T34 Services marchands aux particuliers	-0,063	(0,032)	-0,018	(0,032)	-0,013	(0,035)
T35 Locations immobilières	0,057	(0,043)	0,000	(0,043)	-0,086	(0,046)
T36 Assurances	0,171	(0,061)	0,019	(0,061)	0,022	(0,066)
T37 Services organismes financiers	0,240	(0,030)	0,092	(0,030)	0,125	(0,033)
Ecart-type, pondéré et corrigé	0,102		0,065		0,053	

Notes: Les statistiques sont représentatives des firmes ayant au moins 20 employés.
Sources: estimations des auteurs à partir des DAS et des BIC (INSEE).

Tableau 7
Résultats des analyses des écarts de salaire entre secteurs

Références

Abowd, John M., Francis Kramarz et David Margolis, "High Wage Workers and High Wage Firms," NBER Working paper, 1994.

Becker, Gary S., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* (Chicago: University of Chicago Press, National Bureau of Economic Research, 1993 3rd edition).

- Brown Charles et James Medoff, "The Employer Size-Wage Effect," *Journal of Political Economy* 97 (1989): 1027-1059.
- Cain, Glenn, "The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory," *Journal of Economic Literature* 14 (December 1976): 1215-1257.
- Groshen, Erica, "Sources of the Inter-industry Wage Structure," *Quarterly Journal of Economics* (1991).
- INSEE, "Echantillon d'entreprises fichier de référence de l'échantillon" Paris: INSEE, République Française, No. 06/G231, 1990a.
- INSEE, "Echantillon d'entreprises: mise à disposition des données BIC" Paris: INSEE, République Française, No. 64/G231, 1990b.
- INSEE, "Echantillon d'entreprises mise à disposition de données tirées des DAS" Paris: INSEE, République Française, No. 73/G231, 1990c.
- Krueger, Alan B., et Lawrence Summers, "Efficiency Wages and Inter-Industry Wage Structure," *Econometrica* (March 1988): 259-294.
- Lollivier, Stéphane, *Le Panel DAS de 1967 à 1982* Paris: INSEE, Division Revenu, République Française (y compris les tableaux supplémentaires jusqu'en 1987), non daté.
- Mincer, Jacob, *Schooling Experience and Earnings* (New York: Columbia University Press, National Bureau of Economic Research, 1974).
- Rosen, Sherwin, "The Theory of Equalizing Differences," dans le *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter et R. Layard, rédacteurs. (Amsterdam: North Holland, 1986).
- Troske, Kenneth, "The Worker-Establishment Characteristics Database," Center for Economic Studies, Bureau of the Census, U.S. Department of Commerce, Working Paper 1993.
- Willis, Robert, "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions" dans le *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter and R. Layard, rédacteurs. (Amsterdam: North Holland, 1986).