

Politiques salariales et performances des entreprises: une comparaison France/États-Unis

John M. Abowd, Francis Kramarz, David N. Margolis et Kenneth R. Troske*

La plupart des théories spécifiant le mode de détermination du salaire (salaire d'efficacité, négociation salariale, etc.) apparues au cours des 20 dernières années cherchent à caractériser des situations éloignées du modèle de concurrence parfaite. Les tests empiriques de ces différentes théories se sont révélés jusqu'à présent peu concluants. L'absence de données caractérisant simultanément la situation des travailleurs et celle de l'entreprise expliquait les difficultés rencontrées. De telles données sont maintenant disponibles. Elles rendent possibles des comparaisons internationales (France/États-Unis) utilisant à la fois des informations sur les individus et sur les entreprises qui les emploient pour mettre en relation politique de rémunération et performance des entreprises.

Le salaire est décomposé à cet effet en une mesure de la rémunération des caractéristiques individuelles connues à partir des enquêtes, une mesure de la politique de rémunération de l'établissement ou de l'entreprise, appelée effet d'établissement ou d'entreprise, et un résidu. Ces composantes sont reliées à la structure et aux résultats économiques de l'entreprise.

La variabilité des rémunérations est plus élevée aux États-Unis qu'en France, où le salaire minimum contribue à resserrer l'éventail des rémunérations. Pour des raisons proches (rôle des conventions collectives, en particulier), les caractéristiques individuelles et les effets d'établissement expliquent mieux cette variabilité en France qu'aux États-Unis. De manière plus surprenante, et malgré des différences institutionnelles importantes, les différentes composantes de la rémunération sont corrélées de la même façon dans les deux pays, sans qu'il soit possible d'avancer d'explication. Ainsi, en France comme aux États-Unis, les salariés les mieux rémunérés, du fait de caractéristiques individuelles ou de la politique de rémunération de l'établissement, sont employés dans des entreprises où la productivité du travail est plus élevée. Toutefois, une rémunération plus élevée due à la politique de rémunération propre à l'entreprise est associée à une profitabilité élevée en France et, au contraire, faible aux États-Unis. Enfin, le secteur d'activité joue un rôle plus important aux États-Unis qu'en France dans la détermination de la performance des entreprises, alors que c'est l'inverse pour la rémunération. La plus forte compétitivité du marché du travail aux États-Unis pourrait expliquer ces résultats.

* John M. Abowd, Professeur à l'Université Cornell aux États-Unis, David N. Margolis, de l'Université Paris I, et Francis Kramarz, appartiennent au Centre de Recherche en Économie et Statistique de l'Insee (CREST). Kenneth R. Troske appartient à l'Université de Missouri, Columbia, États-Unis.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Depuis une vingtaine d'années, de nouvelles théories du salaire – salaire d'efficience, modèle de négociation salariale entre entreprise et syndicat, etc. – sont venues compléter le modèle de concurrence parfaite. Ces modèles mettent en relation les salaires perçus par les travailleurs avec certaines caractéristiques des entreprises employeuses (structure de production et (ou) performance économique). Pour les tester, il est donc nécessaire de disposer simultanément de données sur les travailleurs et sur les entreprises qui les emploient. L'absence de telles données jusqu'à une date relativement récente explique les limites de la plupart des analyses empiriques susceptibles de confirmer ces modèles.

Cet article compare la politique de rémunération adoptée par les entreprises en France et aux États Unis, ainsi que le lien entre cette politique et les

performances des entreprises. L'analyse de la politique de rémunération repose sur sa décomposition en une composante reliée aux caractéristiques individuelles mesurables (niveau d'éducation, sexe ou âge des personnels), une composante spécifique à l'établissement ou à l'entreprise employeuse (appelé effet d'établissement ou d'entreprise) et un résidu statistique. L'effet d'établissement mesure ainsi le supplément de rémunération perçu par l'ensemble des travailleurs employés dans cet établissement (cf. encadré 1).

Les effets estimés pour chaque entreprise et les effets estimés des caractéristiques individuelles mesurables résultant de cette décomposition sont reliés aux performances et à la structure des facteurs de production des entreprises (structure des qualifications, par exemple).

Encadré 1

EFFET D'ENTREPRISE ET CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES : UNE MODÉLISATION ORIGINALE

Le modèle de détermination des rémunérations individuelles s'inscrit dans le cadre statistique mis en place par Abowd, Kramarz, et Margolis (1999). La rémunération individuelle y est décomposée en une partie résultant des caractéristiques individuelles observables, une constante spécifique à chaque individu, une constante spécifique à chaque entreprise et un résidu :

$$\ln(w_{it}) = x_{it}\beta + \alpha_i + \phi_{J(i,t)} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

avec

w_{it} la rémunération annuelle de l'individu i ,

x_{it} un vecteur de caractéristiques individuelles observables relatives à l'individu i ,

α_i un effet individuel représentant l'hétérogénéité inobservable de l'individu i ,

$\phi_{J(i,t)}$ un effet d'établissement représentant l'hétérogénéité inobservable des établissements,

ε_{it} l'erreur statistique. t est le temps et la fonction $J(i,t)$ indique que l'individu i est employé dans l'entreprise j durant l'année t . En raison de la nature transversale des données utilisées dans cet article, où un ensemble de salariés français et américains sont appariés avec les entreprises les employant à une date donnée, il n'est pas possible d'estimer directement les effets α_i et $\phi_{J(i,t)}$. À la place, on estime un effet d'établissement simple et non restreint pour chaque établissement j , que l'on note $\psi_{J(i,t)}$:

$$\psi_{J(i,t)} \equiv \alpha_j + \phi_{J(i,t)} \quad (2)$$

où α_j est l'effet individuel moyen pour tous les individus employés dans l'entreprise j pendant l'année t (1). En plus de l'effet d'établissement estimé $\hat{\psi}_j$, on calcule le salaire moyen prédit dans l'entreprise, à caractéristiques individuelles des salariés données. Cette moyenne est notée $\bar{x}_j\hat{\beta}$.

À partir des données provenant d'un échantillon d'entreprises, on analyse la productivité en utilisant deux mesures: la valeur ajoutée par salarié et le chiffre d'affaire par salarié. La profitabilité est appréhendée par le rapport de l'excédent brut d'exploitation à l'actif total. On note chacune de ces variables d'entreprise q_k , où k représente l'entreprise possédant le groupe des établissements j . En agrégeant $\hat{\psi}_j$ et $\bar{x}_j\hat{\beta}$ par entreprise, la relation entre les variables d'entreprise et le salaire estimé à partir des caractéristiques individuelles et de l'effet d'entreprise (eux-mêmes estimés ainsi qu'il a été dit) s'écrit :

$$q_k = \gamma_0 + (\bar{x}_k\hat{\beta})\gamma_1 + \hat{\psi}_k\gamma_2 + \delta_k + v_k \quad (3)$$

γ_0 , γ_1 et γ_2 sont les paramètres à estimer, δ_k est un effet fixe de secteur, et v_k un terme d'erreur statistique. En plus des trois mesures de performance de l'entreprise mentionnées précédemment, l'équation (3) est également utilisée pour modéliser le logarithme de l'effectif, le logarithme du capital, le logarithme du ratio capital/emploi et le rapport du nombre de travailleurs qualifiés et de l'emploi total.

1. L'équation (2) est vérifiée lorsque tous les éléments de l'équation (1) sont mutuellement orthogonaux. Pour le cas général, on consultera Abowd, Kramarz et al., 1999.

La mesure de l'effet d'établissement exige de disposer de données donnant à la fois des informations sur les travailleurs et sur leur appartenance à une même entreprise (l'identifiant de l'entreprise). Les variables économiques servant à mesurer les performances et la structure des facteurs de production sont issues de sources différentes, mais l'identifiant permet d'apparier ces données avec celles sur les rémunérations des personnels. De tels appariements sont possibles à la fois en France et aux États-Unis, et les ensembles de données utilisées ont une structure comparable : cette exigence de

comparabilité a amené à se limiter aux établissements de l'industrie manufacturière et aux individus employés par ces établissements dans la seconde étape de la comparaison (impact de la politique de rémunération sur les performances et la structure des facteurs de production), alors que la première étape (politique de rémunération) concerne l'ensemble des établissements du secteur marchand.

La variabilité des rémunérations se révèle ainsi plus élevée aux États-Unis qu'en France, où le salaire minimum contribue à resserrer l'éventail

Tableau 1
Les déterminants du salaire annuel

Variable explicative	France, 1986		États-Unis, 1990		France, 1992		États-Unis, 1990	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Expérience professionnelle potentielle	0,03984	(0,00057)	0,07823	(0,00167)	0,06905	(0,00261)	0,08322	(0,00162)
Terme d'expérience au carré	-0,00135	(0,00003)	-0,00317	(0,00012)	-0,00402	(0,00024)	-0,00342	(0,00011)
Terme d'expérience au cube	0,00002	(0,00000)	0,00006	(0,00000)	0,00011	(0,00001)	0,00007	(0,00000)
Terme d'expérience puissance 4	-9,4E-08	(0,0E+00)	-4,0E-07	(3,0E-08)	-1,2E-06	(1,0E-07)	-4,7E-07	(3,0E-08)
Cadres et professions libérales	0,95153	(0,00183)	0,53208	(0,00349)	0,76038	(0,00897)	0,35895	(0,00402)
Techniciens et contremaîtres	0,41703	(0,00143)	0,25611	(0,00384)	0,40100	(0,00722)	0,20566	(0,00379)
Autres employés	0,14681	(0,00228)	-0,01879	(0,00473)	0,16926	(0,01056)	-0,03918	(0,00460)
Ouvriers qualifiés	0,16983	(0,00132)	0,09065	(0,00346)	0,15497	(0,00665)	0,08343	(0,00336)
Habite en zone métropolitaine	0,02042	(0,00349)						
Éducation niveau collège					-0,33845	(0,00879)	-0,52605	(0,00752)
Éducation niveau lycée					-0,25560	(0,00882)	-0,40418	(0,00702)
Bac+2 sans diplôme					-0,20046	(0,00876)	-0,33405	(0,00685)
Bac+2 à bac+4 avec diplôme					-0,06366	(0,01566)	-0,12255	(0,00688)
Femme	-0,06857	(0,00513)	-0,04504	(0,01277)	0,05186	(0,02416)	-0,07750	(0,01890)
Interaction femme-expérience professionnelle	-0,01149	(0,00089)	-0,02119	(0,00274)	-0,04722	(0,00381)	-0,01649	(0,00267)
Interaction femme-expérience au carré	0,00055	(0,00005)	0,00043	(0,00019)	0,00373	(0,00031)	0,00031	(0,00019)
Interaction femme-expérience au cube	-0,00001	(0,00000)	0,00000	(0,00001)	-0,00012	(0,00001)	0,00000	(0,00000)
Interaction femme-expérience puissance 4	6,1E-08	(1,0E-08)	-4,7E-09	(5,0E-08)	1,2E-06	(1,1E-07)	1,8E-08	(4,0E-08)
Interaction femme-cadres	-0,07875	(0,00453)	-0,15620	(0,00632)	-0,04880	(0,01609)	-0,08649	(0,00710)
Interaction femme-techniciens	0,00589	(0,00299)	0,03075	(0,00837)	-0,00615	(0,01136)	0,03714	(0,00827)
Interaction femme-autres employés	0,05108	(0,00297)	0,03883	(0,00657)	0,03261	(0,01312)	0,04556	(0,00648)
Interaction femme-ouvriers qualifiés	-0,01565	(0,00368)	-0,05461	(0,00819)	-0,04531	(0,01021)	-0,04301	(0,00795)
Interaction femme-zone métropolitaine	-0,00525	(0,00247)						
Interaction femme-collège					-0,00061	(0,02129)	0,04110	(0,01582)
Interaction femme-lycée					-0,01601	(0,02128)	-0,00867	(0,01509)
Interaction femme-bac+2 sans diplôme					0,02531	(0,02109)	-0,01871	(0,01494)
Interaction femme-bac+2 à bac+4 avec diplôme					-0,06204	(0,02852)	-0,02167	(0,01537)
R ²	0,729		0,592		0,817		0,617	
Écart-type de l'équation	0,961		0,373		4,738		0,362	
Degré de liberté de l'erreur	388 272		149 000		23 920		148 992	
Degré de liberté du modèle	10 027		7 575		2 023		7 583	

Lecture : estimation par les MCO. Toutes les équations incluent un ensemble complet d'effets d'établissement. Toutes les variables incluses apparaissent dans le tableau.

Champ : entreprises du secteur manufacturier.

Source : calculs des auteurs s'appuyant sur l'Enquête Structure des Salaires (France, 1986 et 1992) et le Worker-Establishment Characteristic Database (États-Unis, 1990).

des rémunérations. Pour des raisons proches (rôle des conventions collectives, en particulier), les caractéristiques individuelles et les effets d'établissement expliquent mieux cette variabilité en France qu'aux États-Unis. De manière plus surprenante, et malgré des différences institutionnelles

importantes, les différentes composantes de la rémunération sont corrélées de manière identique dans les deux pays sans qu'on puisse avancer d'explication. En France comme aux États-Unis, les salariés les mieux rémunérés, du fait de caractéristiques individuelles ou de la politique de

Encadré 2

SOURCES ET DONNÉES UTILISÉES

Pour la France, les données individuelles de base et leur lien avec l'établissement proviennent de l'Enquête sur la Structure des Salaires (Insee, 1986, 1992), notée ESS dans ce qui suit. Les données françaises d'entreprise sont obtenues à partir de l'«Échantillon d'entreprises» (Insee, 1990a-1990e). Cet échantillon est représentatif de l'ensemble des entreprises françaises car il est construit chaque année à partir du fichier annuel des bénéficiaires industriels et commerciaux (BIC) portant sur les entreprises du secteur marchand et également utilisé pour établir les comptes nationaux.

Pour les États-Unis, les données individuelles et le lien avec les données d'établissements et d'entreprises, sont extraites de la base de données «*Worker-Establishment Characteristic Database*» (WECD) (Troske, 1998). L'échantillon d'établissements correspondant est le «*Longitudinal Research Database*» (LRD) (McGuckin et Pascoe, 1988 ; Center for Economic Studies (CES, 1992)), qui est un échantillon longitudinal des établissements manufacturiers provenant de l'enquête «*Annual Survey of Manufactures*» (ASM) et du recensement des établissements manufacturiers (*Census of Manufactures*, ou CM).

Les Enquêtes

L'ESS a été effectuée en 1986 et en 1992. Il s'agit d'un échantillon de salariés français construit en deux étapes. Dans une première étape, des établissements ou des entreprises, selon les secteurs, sont choisis avec des probabilités dépendant de leur taille. Dans une seconde étape, un échantillon de salariés des établissements sélectionnés est intégré à l'échantillon d'établissements. La proportion de salariés interrogés dans les établissements sélectionnés est plus importante en 1986 qu'en 1992, d'où un échantillon de salariés plus nombreux en 1986 que six ans plus tard. L'enquête de 1986 fournit une information détaillée sur les modes de rémunération; alors qu'elle est sensiblement moins riche d'information sur les caractéristiques démographiques et l'éducation des individus. Une lacune que vient combler l'enquête de 1992 sensiblement mieux pourvue en données sur l'éducation des salariés. Pour des raisons de comparabilité avec les données américaines, on ne retient que les établissements manufacturiers et les individus employés par ces établissements dans l'analyse de la performance et des inputs des entreprises sur les données françaises, alors que l'analyse de la détermination des salaires concerne l'ensemble du secteur marchand.

Les données individuelles américaines tirées du WECD, mettent en relation des informations concernant

un sous-ensemble d'individus ayant répondu à la version longue du recensement décennal (*Decennial Census of Population*) de 1990, avec des informations sur leurs employeurs fournies par le LRD. Ces données sont issues d'un appariement entre des données individuelles du recensement décennal de la population, et une liste exhaustive des établissements, de leur activité et de leur localisation, tenue à jour par le Bureau du recensement. Les répondants à la version longue du recensement de la population de 1990 ont en effet indiqué la localisation de leur employeur la semaine précédant l'enquête ainsi que le type d'activité ou le secteur dans lesquels ils exercent leur activité : il est donc possible de leur affecter une cellule secteur d'activité-localisation. Le WECD est construit en sélectionnant, dans un premier temps, tous les établissements manufacturiers de la liste, en activité en 1990, et qui appartiennent à une cellule ne contenant aucun autre établissement. Dans un second temps, tous les salariés d'une cellule secteur d'activité-localisation ne comprenant qu'un seul établissement sont appariés à cet établissement. Cette procédure a des limites, et notamment elle surreprésente les salariés des établissements de grande taille (parce que ces établissements ont une plus grande probabilité d'être les seuls établissements d'une cellule secteur d'activité-localisation) et les salariés des zones urbaines (en raison d'une information géographique plus précise pour ces établissements). Cependant, le CES a mis en place une pondération dont le but est de rendre le WECD représentatif de l'emploi du secteur manufacturier en 1990.

Les données sur l'employeur d'un salarié résultent d'un appariement du WECD aux données d'établissement du LRD. Le LRD est une compilation des réponses des établissements à l'enquête ASM et au recensement des établissements industriels (CM). Le CM est conduit les années se terminant par les chiffres deux ou sept alors que l'ASM est conduite toutes les autres années, mais uniquement sur un échantillon d'établissements. Le LRD est constitué des données d'établissement de tous les CM conduits depuis 1963 et de toutes les ASM depuis 1971. Dans cet article, les données d'établissement sont issues de l'appariement des données sur les salariés aux données du CM de l'année 1987. Pour construire les données d'entreprise, on regroupe, par entreprise, les données recueillies sur les établissements par les CM de 1987 et de 1992. Les variables d'analyse des entreprises sont alors définies comme les moyennes des variables des établissements appartenant à la même entreprise (1). →

rémunération de l'établissement, sont employés dans des entreprises où la productivité du travail est plus élevée. Toutefois, une rémunération plus élevée due à la politique de rémunération propre à

l'entreprise est associée à une profitabilité élevée en France et, au contraire, faible, aux États-Unis. Enfin, le secteur d'activité joue un rôle plus important aux États-Unis qu'en France dans la détermination de la

Encadré 2 (fin)

Pour les deux échantillons, ne sont retenus que les salariés à temps plein sur l'année entière. En ce qui concerne les données françaises, l'emploi à temps plein constitue un statut légal codé directement dans l'enquête de base, et le statut de salarié sur l'année entière correspond à la situation où l'individu a travaillé au moins 30 semaines durant l'année correspondante. Dans le cas des données américaines, sont retenus les salariés déclarant travailler habituellement au moins 30 heures par semaine, durant au moins 30 semaines de l'année correspondante (2).

Les variables individuelles

Les caractéristiques mesurables des individus sont définies de manière à faciliter la comparabilité des données des deux pays.

Pour les données françaises, l'expérience potentielle est définie différemment pour les enquêtes de 1986 et de 1992. En 1986, parce que le niveau de formation n'est pas mesuré, on l'a défini comme l'âge moins 18 ans. En 1992, on utilise le niveau de formation déclaré, ainsi que des données sur l'âge moyen de départ du système éducatif (Table 14, Cereq-DEP-Insee1990), pour calculer l'expérience potentielle en retranchant l'âge de départ du système éducatif à l'âge au moment de l'enquête. Dans le cas des données américaines, l'expérience potentielle est définie comme l'âge moins le nombre d'années d'études initiales minoré de 6.

Parce qu'on ne dispose pas de données sur la formation dans les données françaises de 1986 et parce que beaucoup d'analyses de données françaises utilisent les catégories professionnelles plutôt que le niveau d'études effectif dans les équations de salaire, on a défini un ensemble de cinq codes de profession assurant la comparabilité entre les échantillons français et américains. Les professions américaines sont codées dans la nomenclature des professions du bureau du recensement (*Census Occupational Categories*). Les professions françaises le sont dans la nomenclature « Profession et Catégorie Socioprofessionnelle » (PCS), commune à toutes les enquêtes de l'Insee. Dans le but de la comparaison, on adopte la codification commune suivante : (1) cadres et professions libérales, (2) techniciens et contremaîtres, (3) autres employés, (4) ouvriers qualifiés, et (5) ouvriers non qualifiés.

Lorsque le diplôme est disponible dans les données françaises (1992), on définit un ensemble de cinq indicateurs correspondant approximativement aux niveaux (1) collège, (2) lycée, (3) bac + 2 sans diplôme, (4) bac + 2 à bac + 4 avec diplôme, (5) au delà de bac + 4. Dans le cas français, les variables relatives aux études s'appuient exclusivement sur le niveau de diplôme atteint. Dans le cas des données américaines, elles conjuguent les années d'études et le niveau de diplôme :

un diplômé de l'enseignement secondaire est caractérisé par 12 ans d'études et le diplôme qu'il a obtenu.

Dans le cas français, une variable spécifique indique les individus résidant dans la région d'Ile-de-France (appelée zone métropolitaine dans les tableaux).

La variable dépendante au niveau individuel est un taux de salaire annuel, pour une année de travail à temps plein. Pour l'échantillon français, la rémunération totale annualisée est directement reportée en 1986, en utilisant les définitions de l'Insee du salaire annuel, et est définie comme étant 12 fois le salaire à temps plein du mois d'octobre pour l'année 1992. Pour l'échantillon américain, le taux de salaire annuel est 52 fois l'estimation du salaire hebdomadaire à temps plein, qui est calculée en divisant le revenu total par le nombre de semaines de travail durant l'année écoulée, ces deux informations étant fournies en réponse aux questions de la version longue du recensement. Ces deux taux de salaire définissent les rémunérations brutes des salariés (avant déduction des charges sociales ou de l'impôt sur le revenu).

Les variables d'établissement ou d'entreprise

Dans le cas français, la mesure du résultat des entreprises s'appuie sur les déclarations comptables annuelles des entreprises utilisées pour établir les comptes nationaux. On utilise exclusivement la valeur ajoutée par salarié, le chiffre d'affaire par salarié et l'excédent brut d'exploitation rapporté à l'actif total (Abowd, Kramarz et al., 1999). Les données américaines d'entreprise se fondent sur le regroupement de tous les établissements appartenant à une même entreprise dans le CM de 1987. Les établissements n'appartenant pas au secteur manufacturier ont été inclus dans ce regroupement. Toutefois, lors du calcul de la valeur ajoutée et du chiffre d'affaire au niveau de l'entreprise, on n'a pas effectué de correction en ce qui concerne les échanges entre établissements d'une même entreprise. Les définitions des variables sont données dans CES (1992).

Les statistiques descriptives des données individuelles sont fournies dans le tableau A de l'annexe, et celles des données d'entreprise dans le tableau B.

1. Les données des CM de 1987 et de 1992 comprennent des informations sur les établissements auxiliaires et sur les services administratifs centraux, ce qui permet d'inclure des données sur ces établissements lors de la construction des données d'entreprise. Les établissements ayant fermé entre 1992 et 1987 se voient attribuer les valeurs de leurs variables en 1987.

2. De plus, pour les données américaines on a éliminé les salariés pour lesquels la différence entre le salaire observé et le salaire prédit par une équation de salaire standard, est supérieure en valeur absolue à cinq fois l'écart-type du salaire prédit, et qui travaillent dans des établissements déclarant soit des immobilisations corporelles nulles, soit un effectif nul, ou encore une valeur ajoutée négative en 1987.

performance des entreprises, alors que c'est l'inverse pour la rémunération. La plus forte compétitivité du marché du travail aux États-Unis pourrait expliquer ces résultats.

Ainsi cet article est-il susceptible d'ouvrir la voie à d'autres comparaisons internationales directes des politiques de rémunération des entreprises et de leur interaction avec la productivité et la profitabilité. Pour davantage de précisions sur les sources statistiques et leur utilisation, on se reportera à l'encadré 2.

Caractéristiques individuelles et effets d'établissement jouent plus sur les salaires français

Les estimations sont faites pour la France en 1986 et 1992, années sur lesquelles porte l'Enquête Structure des Salaires. Dans la mesure où les

informations collectées ne sont pas les mêmes aux deux dates – principalement en ce qui concerne les données sur le niveau de formation, absentes en 1986, on a estimé deux spécifications distinctes sur les données américaines, de manière à assurer la comparabilité du cas américain avec les analyses françaises de 1986 et de 1992. Les deux spécifications utilisent les hommes comme référence, mais prennent en compte une interaction de tous les effets avec le sexe des individus, excepté pour les effets d'établissement (cf. tableau 1).

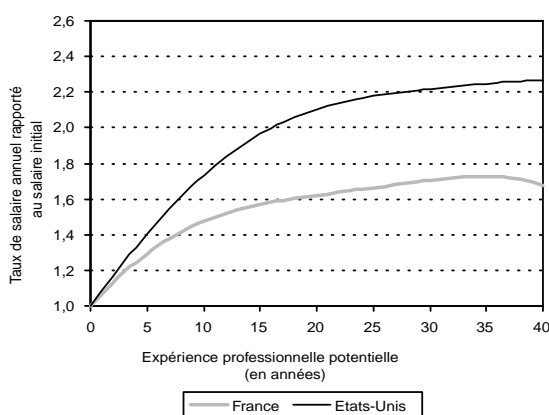
Avec ou sans variables d'éducation, les caractéristiques individuelles et les effets d'établissement expliquent une plus grande part de la variation des taux de salaire annuel sur l'échantillon français que sur l'échantillon américain (environ 20% de plus, si l'on se réfère au R²). Un tel résultat tient en partie à la moindre dispersion des salaires français en raison, en particulier, du salaire minimum dont la valeur est plus élevée en France qu'aux États-Unis. En outre, les différentiels de qualification jouent un rôle plus importants en France alors que les différentiels de niveau de formation sont plus déterminants aux États-Unis. Un tel constat s'explique certainement par la prévalence, en France, de conventions collectives où la qualification joue un rôle central tendant à atténuer l'importance du diplôme.

Afin de faciliter la comparaison, on a représenté graphiquement les effets de l'expérience sur le salaire, en prenant comme référence le salaire de début de carrière, pour les hommes et pour les femmes (cf. graphique). Les deux pays se différencient sensiblement. Le fait que le salaire minimum soit plus important en France qu'aux États-Unis se traduit par une pente plus accentuée des profils américains : les salaires partent de plus bas, et ne décroissent jamais dans le cas des hommes alors que pour les femmes leur niveau se stabilise au delà de 22 ans d'expérience professionnelle. En France, le profil salarial des hommes atteint un maximum aux alentours de 35 ans d'expérience potentielle puis devient décroissant, alors que ce maximum se situe quatre ans plus tôt pour les femmes.

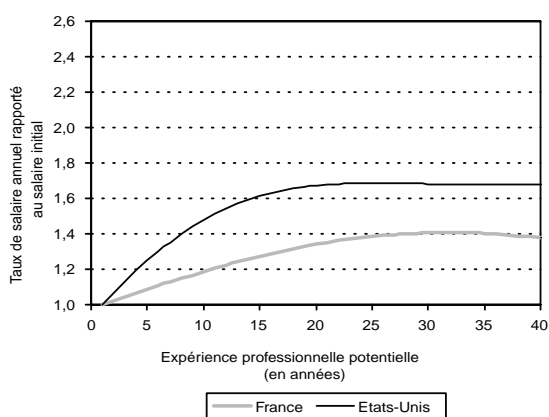
Le tableau 1 a été utilisé pour calculer un ensemble de salaires prédits en fonction des caractéristiques individuelles ($x_i\hat{\beta}$) et des politiques de rémunération spécifiques aux établissements ($\hat{\psi}_j$), pour chaque individu de chacun des échantillons. Ces deux composantes de la rémunération des individus, calculées séparément pour chaque spécification, ont servi à déterminer l'importance statistique des caractéristiques individuelles, des effets d'établissement et du résidu.

Graphique
Effet de l'expérience potentielle sur le salaire

A - Hommes



B - Femmes



Remarque : l'expérience professionnelle des individus est approchée par leur expérience potentielle, c'est-à-dire la différence entre leur âge et leur âge de fin d'études.

Source : calcul des auteurs à partir du tableau 1.

Dans les deux pays, les effets d'établissement contribuent autant que les caractéristiques individuelles à la dispersion des salaires

L'impact respectif des caractéristiques individuelles observables et de l'effet d'établissement sur la dispersion des salaires peut être apprécié au travers des moyennes, des écarts-types et des corrélations des différentes composantes de la rémunération individuelle pour chacune des quatre spécifications de l'équation (1) de l'encadré 1, et pour une spécification supplémentaire destinée à faciliter la comparaison (France, 1992, sans les variables de formation) (cf. tableau 2). Ces calculs ont été effectués à partir des caractéristiques individuelles des personnes présentes dans chacun des échantillons, et en utilisant les résultats des équations estimées du tableau 1 (ainsi que dans la spécification France, 1992, sans les variables de formation) afin de disposer des différentes composantes du salaire.

Avec ou sans variables rendant compte du niveau de formation, les effets d'établissement sont comparables aux caractéristiques individuelles du point

de vue de leur contribution à la variation des taux de salaire annuel. Les résultats français et américains sont très similaires sur ce plan, malgré la profonde différence des institutions et des réglementations régissant le marché du travail. Outre la similitude de l'importance relative des caractéristiques individuelles et des effets d'établissement, le tableau montre également que le degré de corrélation entre ces deux composants est semblable dans les deux pays.

Enfin, les caractéristiques individuelles observables et les effets d'établissement expliquent moins bien la variance du logarithme des salaires annuels aux États-Unis qu'en France. Cette différence entre les corrélations est imputable pour l'essentiel aux caractéristiques individuelles observables. En général, l'adjonction du niveau de formation (variable éducation) comme variable explicative (lorsque cela est possible) accroît la corrélation entre les caractéristiques observables et le logarithme des salaires de 0,02.

Au total, la part de la variation des salaires expliquée par l'ensemble des effets est deux fois

Tableau 2
Corrélation entre les composants des rémunérations individuelles

	Moyenne	Écart-type	Corrélation avec			
			Log taux de salaire annuel	Caract. indiv.	Effet d'établissement	Résidu
France, 1992, avec éducation						
Log(taux de salaire annuel)	11,8275	0,4142	1,0000	0,8081	0,5658	0,4397
Caractéristiques individuelles	0,3977	0,2970	0,8081	1,0000	0,2320	-0,0038
Effet d'établissement	11,4298	0,1655	0,5658	0,2320	1,0000	0,0000
Résidu	0,0000	0,1832	0,4397	-0,0038	0,0000	1,0000
États-Unis, 1990, avec éducation						
Log(taux de salaire annuel)	10,1743	0,5443	1,0000	0,6417	0,5995	0,6025
Caractéristiques individuelles	0,3321	0,2975	0,6417	1,0000	0,2636	-0,0400
Effet d'établissement	9,8423	0,2479	0,5995	0,2636	1,0000	0,0000
Résidu	0,0000	0,3399	0,6025	-0,0400	0,0000	1,0000
France, 1992, sans éducation						
Log(taux de salaire annuel)	11,8275	0,4142	1,0000	0,7912	0,5807	0,4569
Caractéristiques individuelles	0,6369	0,2873	0,7912	1,0000	0,2375	-0,0028
Effet d'établissement	11,1906	0,1723	0,5807	0,2375	1,0000	0,0000
Résidu	0,0000	0,1901	0,4569	-0,0028	0,0000	1,0000
France, 1986, sans éducation						
Log(taux de salaire annuel)	11,4823	0,4728	1,0000	0,7814	0,5481	0,5223
Caractéristiques individuelles	0,5321	0,3206	0,7814	1,0000	0,2524	0,0176
Effet d'établissement	10,9475	0,1766	0,5481	0,2524	1,0000	0,0065
Résidu	0,0027	0,2402	0,5223	0,0176	0,0065	1,0000
États-Unis, 1990, sans éducation						
Log(taux de salaire annuel)	10,1743	0,5443	1,0000	0,5983	0,6103	0,6273
Caractéristiques individuelles	0,6720	0,2715	0,5983	1,0000	0,2418	-0,0294
Effet d'établissement	9,5023	0,2665	0,6103	0,2418	1,0000	0,0000
Résidu	0,0000	0,3495	0,6273	-0,0294	0,0000	1,0000

Lecture : aux États-Unis, les caractéristiques individuelles expliquent une moindre part du salaire qu'en France (0,6417 contre 0,8081). En revanche, l'effet d'établissement et celui des caractéristiques individuelles sont comparables dans les deux pays. Le niveau de formation est inclus ou non dans les caractéristiques individuelles (« avec ou sans éducation ») (se reporter au texte).

Champ : entreprises du secteur manufacturier.

Source : calculs des auteurs s'appuyant sur l'Enquête Structure des Salaires (France, 1986 et 1992) et le Worker-Establishment Characteristic Database (États-Unis, 1990).

plus importante en France qu'aux États-Unis. Ce résultat provient en partie de la politique de salaire minimum qui a été poursuivie en France et qui diffère de la politique menée aux États-Unis. Le salaire minimum, et plus encore, le coût minimum du travail, sont plus élevés en France, même mesurés en parité de pouvoir d'achat. Ainsi, au cours des années 80, le ratio du salaire minimum réel au salaire moyen (de l'industrie manufacturière) a constamment décru outre-Atlantique, alors qu'il restait stable en France. Le salaire minimum fédéral américain (nominal) est resté constant entre 1979 et 1989. Ce qui a, bien évidemment, contribué à ouvrir l'éventail des salaires dans ce pays (Di Nardo, Fortin et al., 1996).

Le lien entre les performances des entreprises et leur politique de rémunération est plus fort en France

Il est possible de mettre en relation le salaire prédit sur la base des variables observables individuelles et l'effet d'établissement ou d'entreprise, avec la productivité, évaluée elle aussi au niveau de l'entreprise (logarithme de la valeur ajoutée par salarié et logarithme du chiffre d'affaires par salarié), ainsi qu'avec la profitabilité de l'entreprise (rapport de l'excédent brut d'exploitation à l'actif total) (cf. tableau 3). On utilise à cet effet la valeur moyenne de ces caractéristiques individuelles sur l'établissement ou sur l'entreprise, à savoir

$$\frac{\sum_{i \in \{J(i)=j\}} x_i \hat{\beta}}{N_j} \quad \text{où } N_j \text{ est le nombre de salariés}$$

employés par l'entreprise j .

En France, les entreprises employant des salariés dont les caractéristiques moyennes sont bien

rémunérées ont une productivité par salarié plus grande mais sont simultanément caractérisées par une profitabilité plus faible (1). Aux États-Unis, des taux de salaire moyens élevés s'accompagnent d'une productivité du travail plus élevée. En revanche, il n'existe pas alors de relation avec les profits. Les entreprises caractérisées par des effets d'établissement élevés ($\hat{\psi}_j$) s'individualisent dans les deux pays par une productivité plus élevée. En revanche, la relation entre l'effet d'établissement et la profitabilité n'a pas le même sens outre-Atlantique qu'en France. En France, les entreprises caractérisées par des effets d'établissement élevés ont des profits plus importants, alors qu'aux États-Unis de telles entreprises ont des profits plus faibles.

Cette différence peut être reliée à la prédominance de l'un ou de l'autre des deux modèles de détermination des salaires (salaire d'efficacité ou modèle de partage de la rente) (cf. encadré 3).

Selon le modèle dominant (salaire d'efficacité ou partage de la rente), la relation entre la profitabilité et le second terme de l'équation de salaire peut être positive ou négative. Avec ce cadre théorique simple, l'effet de salaire d'efficacité domine en France, alors qu'il n'existe pas de confirmation décisive des prédictions d'un modèle de marché du travail compétitif aux États-Unis (cf. tableau 3). Ce constat concorde avec la plupart des analyses préexistantes.

Ce contraste relatif à la profitabilité ne doit pas pour autant faire oublier les fortes similarités entre

1. Les écarts-type mentionnés pour les régressions au niveau des entreprises dans les tableaux 3 et 4 n'ont pas été corrigés malgré l'utilisation de variables estimées comme régresseurs.

Tableau 3
Relations entre la structure des rémunérations et performance des entreprises

Variable dépendante	France		États-Unis	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Variables explicatives				
Log(valeur ajoutée/effectif)				
Salaire moyen prédit dans l'entreprise	0,8178	(0,0839)	0,2524	(0,0363)
Effet d'établissement moy. dans l'éq. de sal.	1,1566	(0,1033)	0,4533	(0,0204)
Log(chiffre d'affaire/effectif)				
Salaire moyen prédit dans l'entreprise	0,9304	(0,1515)	0,3429	(0,0441)
Effet d'établissement moy. dans l'éq. de sal.	1,4280	(0,1865)	0,5050	(0,0248)
Excédent brut d'exploitation/capital				
Salaire moyen prédit dans l'entreprise	-0,0844	(0,0200)	-0,0029	(0,0476)
Effet d'établissement moy. dans l'éq. de sal.	0,0976	(0,0247)	-0,2048	(0,0268)

Lecture : chaque régression inclut des indicatrices de secteur. En France comme aux États-Unis, les entreprises qui emploient des travailleurs plus expérimentés, ou d'un niveau de formation plus élevé, sont plus productives.

Champ : entreprises du secteur manufacturier.

Source : calculs des auteurs s'appuyant sur les résultats des tableaux 1 et 2 et les sources additionnelles : Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC, France, 1989-1994), et Census of Manufactures (États-Unis, 1987 et 1992).

les deux pays. Toutefois, de nombreuses réglementations et institutions (salaire minimum, instances de négociation, conventions collectives, contrats de travail (CDD, CDI, contrats aidés), etc.) peuvent inciter les entreprises à partager la rente générée par l'activité économique de manière différente en France et aux États-Unis. Ce cadre institutionnel risque aussi de conduire les entreprises à mettre en place des systèmes de gestion du personnel uniquement motivés par telle ou telle réglementation. Enfin, et sans qu'il soit possible d'en fournir une interprétation claire, quel que soit le type de performance, les effets estimés sont plus importants en France qu'aux États-Unis (2).

Le cadre institutionnel devrait aussi influencer les choix en matière d'inputs (capital, travail, travail qualifié et travail non qualifié). Aussi estime-t-on la relation existant entre les composantes estimées des rémunérations, et le logarithme de l'effectif, du capital, du ratio capital/travail, ainsi que la proportion de travail qualifié dans l'effectif total (cf. tableau 4). Les effets de la structure des rémunérations sur les diverses mesures de facteurs de production se révèlent encore nettement plus importants en France qu'aux États-Unis. Lorsqu'il est significatif, l'effet d'établissement moyen joue

dans le même sens dans les deux pays. En revanche, aux États-Unis, un niveau élevé du salaire moyen prédit dans l'entreprise tend à diminuer les quantités de facteurs de production mises en œuvre, cet effet étant plus pénalisant pour les effectifs employés que pour le capital. Les coefficients de ces relations estimés sur les données françaises sont nettement plus élevés que ceux obtenus sur les données américaines. Le tableau 5 permet de déterminer l'origine de ces importantes différences d'ordre de grandeur, notamment R^2 et la part de la somme des carrés expliquée par les effets de secteur, cela pour chacune des régressions relatives aux deux pays.

Aux États-Unis, performance et partage capital/travail dépendent davantage du secteur d'activité

Les effets plus marqués sur données françaises constituent un signe distinctif constant des

2. De plus, les résultats du tableau 3 pour la France sont comparables à ceux des estimations de Abowd, Kramarz et Margolis (1999). En ce qui concerne les États-Unis, il n'existe pas d'analyse comparable à celle développée ici.

Encadré 3

SALAIRE D'EFFICIENCE OU PARTAGE DE LA RENTE

En France, des effets d'établissement élevés sont associés à des profits de l'entreprise plus importants, alors que c'est l'inverse aux États Unis. Cette différence peut être reliée à la prédominance éventuelle, dans l'un ou l'autre des deux pays, du modèle d'efficience, ou du modèle de partage de la rente, en ce qui concerne le mode de détermination des salaires.

Une entreprise adoptant un comportement d'optimisation du profit adoptera un niveau d'emploi optimal L^* . Dans ce contexte, le modèle de concurrence le plus simple permet d'écrire :

$$\pi^* = f(L^*) - wL^*$$

où π^* est le niveau de profit optimal, $f(\cdot)$ est la fonction de production, L^* est le niveau d'emploi optimal, et w est le taux de salaire. En conséquence, les profits devraient être reliés négativement aux salaires, comme le montre le lemme d'Hotelling.

En remplaçant le salaire par son expression dans le cadre d'un modèle de partage de la rente,

$$\pi^* = f(L^*) - \left(x\beta + \alpha + \gamma \frac{QR^*}{L^*} \right) L^*$$

où QR^* représente la quasi-rente maximisée, qui est fractionnée par le paramètre γ . En utilisant les notations de l'équation (2) de l'encadré 1, $\phi_j = \gamma_j \frac{QR_j^*}{L_j^*}$.

De nouveau, dans ce type de situation, les deux composants du salaire (précédemment estimé) sont négativement reliés au profit.

Dans le cas du modèle de salaire d'efficience, l'effet d'entreprise génère un effet de productivité (mesuré par ϕ dans la formalisation adoptée). On peut alors donner au profit l'expression suivante :

$$\pi^* = (1 + g(\phi))f(L^*) - (x\beta + \alpha + \phi)L^*$$

où la fonction $g(\cdot)$ représente le surcroît de productivité engendré par les effets du salaire d'efficience.

Selon l'effet dominant (effet de salaire d'efficience ou effet de partage de la rente), la relation entre la profitabilité et le second terme de l'équation de salaire sera soit positive, soit négative.

estimations : la décomposition de la variance de chaque estimation, mettant en évidence la part de cette dernière expliquée par les effets de secteur, confirme que structure des rémunérations et effets de secteur expliquent une proportion de la variance des différentes mesures de performance et de structure des inputs nettement plus importante en France qu'aux États-Unis. Mais, alors que la majeure partie du pouvoir explicatif du modèle provient des effets de secteur aux États-Unis, en France, elle provient des composantes de la rémunération. En d'autres termes, outre-Atlantique, la structure des rémunérations n'affecte que faiblement les résultats ou la structure des facteurs de production des entreprises. En revanche, et à l'inverse de ce qui se passe en France, l'appartenance à un secteur d'activité joue un rôle nettement

plus important. Ce constat s'impose pour toutes les variables analysées. Il confirme les conclusions de travaux antérieurs (3).

Ces différences peuvent être reliées aux traits du fonctionnement des marchés des biens et du travail propres à chaque pays. En France, bien que les négociations se déroulent souvent au niveau de la branche, de nombreuses règles de fonctionnement de ces marchés sont fixées au niveau national (par

3. Krueger et Summers (1987) montrent que les différentiels de salaire intersectoriels sont nettement plus élevés aux États-Unis qu'en France. Abowd, Finer, Kramarz et Roux (1997) montrent que la mobilité inter-entreprises est fortement influencée par les secteurs d'activité—d'origine et de destination—mais faiblement par l'âge des salariés aux États-Unis, alors que c'est exactement l'inverse en France.

Tableau 4
Relations entre la structure des rémunérations et les facteurs de production

Variable dépendante	France		États-Unis	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Variables explicatives				
Log(effectif)				
Salaire moyen prédit dans l'entreprise	1,1030	(0,4021)	-0,4855	(0,1301)
Effet d'établissement moy. dans l'éq. de sal.	4,5875	(0,4950)	0,2231	(0,0733)
Log(capital)				
Salaire moyen prédit dans l'entreprise	2,2903	(0,5102)	-0,1828	(0,1536)
Effet d'établissement moy. dans l'éq. de sal.	6,7509	(0,6281)	0,8378	(0,0865)
Log(capital/effectif)				
Salaire moyen prédit dans l'entreprise	1,1874	(0,2003)	0,3027	(0,0604)
Effet d'établissement moy. dans l'éq. de sal.	2,1634	(0,2465)	0,6147	(0,0340)
Salariés les plus qualifiés/effectif				
Salaire moyen prédit dans l'entreprise	0,5723	(0,0314)	0,1244	(0,0144)
Effet d'établissement moy. dans l'éq. de sal.	0,0410	(0,0365)	-0,0362	(0,0081)

Lecture : pour l'interprétation de ce tableau, se reporter à la note de lecture du tableau 3. Pour la France, on entend par salariés les plus qualifiés les ingénieurs, techniciens et dirigeants d'entreprise. Pour les États Unis, il s'agit du personnel non engagé dans la production et l'encadrement.

Champ : entreprises du secteur manufacturier.

Source : calculs des auteurs s'appuyant sur l'Enquête Structure des Salaires (France, 1986 et 1992) et le Worker-Establishment Characteristic Database (États-Unis, 1990), sur les résultats des tableaux 1 et 2, ainsi que sur les sources additionnelles : Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC)(France, 1989-1994) et Census of Manufactures (États-Unis, 1987 et 1992).

Tableau 5
Performances et structure de production des entreprises :
part du secteur d'activité dans la variance expliquée

Variable dépendante	SC effets secteur/SC expliquée		R ²	
	France	États-Unis	France	États-Unis
Log(valeur ajoutée/effectif)	0,1240	0,7229	0,6152	0,3062
Log(chiffre d'affaire/effectif)	0,3819	0,7803	0,4867	0,3320
Excédent brut d'exploitation/capital	0,5102	0,9024	0,1557	0,1092
Log(effectif)	0,3333	0,9487	0,4355	0,0701
Log(capital)	0,2999	0,8005	0,5147	0,1268
Log(capital/effectif)	0,2794	0,8474	0,5102	0,3411
Salariés les plus qualifiés/effectif	0,1779	0,9283	0,6854	0,1860

Lecture : R² représente la part de la variance expliquée par les variables incluses dans la régression : 61% de la variance de la productivité est ainsi expliquée en France contre 31% aux États-Unis. SC est la somme des carrés. La part explicative relative du secteur par rapport aux variables de rémunération dans les régressions des tableaux 3 et 4 est donc indiquée dans les colonnes 1 et 2. Ainsi, s'agissant de la productivité, 72% de ce qui est expliqué est aux États-Unis imputable à un effet de secteur, alors que ce n'est le cas que de 12% en France.

Champ : entreprises du secteur manufacturier.

Source : calculs des auteurs s'appuyant sur l'Enquête Structure des Salaires (France, 1986 et 1992) et le Worker-Establishment Characteristic Database (États-Unis, 1990), sur les résultats des tableaux 1 et 2, ainsi que sur les sources additionnelles : Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC)(France, 1989-1994) et Census of Manufactures (États-Unis, 1987 et 1992).

exemple, salaire minimum, extensions de conventions collectives, interventions publiques sur les marchés de produits par le biais de grandes entreprises ayant de forts liens avec l'État). Ainsi, certains effets de la concurrence entre secteurs sont

atténués. À l'inverse, aux États-Unis, les performances et structures des entreprises sont certainement mieux expliquées par la nature du produit et de la concurrence prévalant à l'intérieur et entre les différents secteurs de l'économie. □

Les auteurs tiennent à remercier la National Science Foundation pour son support financier (SBER 96-18111 and SBR 93-21053) ainsi que le Centre de Recherches en Économie et Statistique (CREST), Paris. Les données utilisées dans cet article sont confidentielles. Leur accès au public est cependant possible dans le cadre et conformément aux procédures définies par les législations française et américaine sur le secret statistique. Pour plus d'information sur les données françaises, contacter l'Insee, 15, bd Gabriel Péri, 92244 Malakoff Cedex, France. Pour plus d'information sur les données américaines, contacter le Center for Economic Studies, US Bureau of the Census, Washington, DC.

BIBLIOGRAPHIE

Abowd J., Finer H., Kramarz F. et Roux S. (1997), « Job and Wage Mobility: An Analysis of the Dynamics of Employment Durations Using Matched Employee and Employer Data from the U.S. and France », *Cornell University working paper*.

Abowd J. et Kramarz F. (1999), « The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data », in *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter and D. Card, vol. 3, Chapitre 26 (Amsterdam: North Holland), à paraître.

Abowd J., Kramarz F. et Margolis D. (1999), « High Wage Workers and High Wage Firms », *Econometrica*, vol. 67, n° 2, pp. 251-333.

Center for Economic Studies (1992), *Longitudinal Research Database Technical Documentation Manual*.

Cereq-DEP-Insee (1990), *Bilan Formation-Emploi*, Insee.

Hotelling H. (1932), « Edgeworth's Taxation Paradox and the Nature of Demand and Supply Functions », *Journal of Political Economy*, vol. 40, octobre, pp. 577-616.

Insee (1986), *Enquête sur la structure des salaires en 1986 [Survey of the Structure of Salaries in 1986]*.

Insee (1990a), *Échantillon d'entreprises : fichier de référence de l'échantillon [Sample of Enterprises: Reference File]*, document de travail n° 06/G231, Insee.

Insee (1990b), *Échantillon d'entreprises : mise à disposition des données EAE niveaux entreprise et branche d'entreprise*, document de travail n° 08/G231, Insee.

Insee (1990c), *Échantillon d'entreprises : mise à disposition des données BIC*, document de travail n° 10/G231, Insee.

Insee (1990d), *Échantillon d'entreprises : mise à disposition des données ESE*, document de travail n° 64/G231, Insee.

Insee (1990e), *Échantillon d'entreprises : avancement des travaux : constitution d'un panel de 6 000 entreprises observées sur une période de 10 années (1978-87)*, document de travail n° 72/G231, Insee.

Insee (1992), *Enquête sur la structure des salaires en 1992*.

Krueger A. et Summers L. (1987), « Reflections on the Inter-industry Wage Structure », *Unemployment and the Structure of the Labor Market*, ed. K. Lang et J.S. Leonard, (New York: Basil Blackwell).

McGuckin R. et Pascoe G. (1988), « The Longitudinal Research Database (LRD): Status and Research Possibilities », *Survey of Current Business* (November), pp. 30-37.

Sherwin R. (1986), « The Theory of Equalizing Differences », *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter and R. Layard (Amsterdam: North-Holland).

Troske K. (1998), « The Worker-Establishment Characteristics Database », *Labor Statistics and Measurement Issues*, ed. J. Haltiwanger, M. Manser, and R. Topel (Chicago, University of Chicago Press), pp. 371-404.

Willis R. (1986), « Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions », in *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter and R. Layard (Amsterdam: North-Holland).

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES DONNEES UTILISÉES

Tableau A
Données individuelles

Variable	France		États-Unis	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Log(salaire annuel)	11,83	0,41	10,33	1,32
Expérience professionnelle potentielle	20,19	9,99	23,23	28,76
Expérience au carré (/100)	5,07	4,25	6,63	14,40
Expérience au cube (/1 000)	14,35	16,41	21,37	65,51
Expérience puissance 4 (/10 000)	43,80	63,91	74,85	303,09
Cadres et professions libérales	0,12		0,17	
Techniciens et contremaîtres	0,27		0,11	
Autres employés	0,09		0,12	
Ouvriers qualifiés	0,42		0,17	
Ouvriers non qualifiés	0,09		0,42	
Éducation niveau collège	0,75		0,16	
Éducation niveau lycée	0,11		0,42	
Bac+2 sans diplôme	0,08		0,27	
Bac+2 à bac+4 avec diplôme	0,01		0,11	
Au delà de bac+4	0,05		0,04	
Habite en zone métropolitaine	0,17		0,88	
Femme	0,25		0,24	
Interaction femme-expérience professionnelle	4,95	9,94	5,24	28,58
Interaction femme-expérience au carré	1,23	3,01	1,49	10,12
Interaction femme-expérience au cube	3,47	10,28	4,88	40,77
Interaction femme-expérience puissance 4	10,60	38,99	17,48	179,49
Interaction femme-cadres	0,02		0,04	
Interaction femme-techniciens	0,05		0,02	
Interaction femme-autres employés	0,07		0,06	
Interaction femme-ouvriers qualifiés	0,07		0,02	
Interaction femme-ouvriers non qualifiés	0,04		0,10	
Interaction femme-collège	0,19		0,04	
Interaction femme-lycée	0,03		0,11	
Interaction femme-bac+2 sans diplôme	0,02		0,06	
Interaction femme-bac+2 à bac+4 avec diplôme	0,00		0,02	
Interaction femme-au delà de bac+4	0,01		0,01	
Interaction femme-zone métropolitaine	0,06		0,20	

Lecture : Toutes les variables du tableau 1 apparaissent dans ce tableau. Les statistiques descriptives de l'échantillon français concernent uniquement celui de 1992. Il porte sur 26 091 individus. L'échantillon américain, sur 156 576 individus.

Source : calculs des auteurs utilisant l'Enquête Structure des Salaires (France, 1992) et le Worker-Establishment Characteristics Database (États-Unis, 1990).

Tableau B
Données d'entreprise

Variable	France		États-Unis	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Log(valeur ajoutée par salarié)	4,83	0,61	3,66	0,46
Log(chiffre d'affaire par salarié)	5,89	0,96	4,24	0,57
Excédent brut d'exploitation/actif total	0,12	0,10	0,75	0,54
Log(effectif)	5,44	2,43	3,68	1,43
Log(actif total)	10,90	3,32	6,75	1,75
Log(actif total par salarié)	5,46	1,30	3,07	0,79
Part des salariés qualifiés dans l'effectif	0,26	0,23	0,30	0,17
Salaire moyen prédit dans l'entreprise	0,69	0,28	0,31	0,16
Effet d'établissement dans l'équation de salaire	11,00	0,22	9,66	0,28

Lecture : ces statistiques après redressement par pondération par l'inverse des taux de sondages relatifs à chaque échantillon. Champ : entreprises du secteur manufacturier.

Source : calculs des auteurs s'appuyant sur les résultats des tableaux 1 et 2 et les sources additionnelles : Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC, France, 1989-1994), et Census of Manufactures (États-Unis, 1987 et 1992). L'échantillon français compte 464 entreprises. L'échantillon américain, 5 096.