

Capital Humain et l'Effet de l'Entreprise.

Soheil CHENNOUF*

Résumé

Nous allons présenter dans cette étude, tout d'abord, les enjeux et les explications théoriques et empiriques de l'effet de l'entreprise sur les salaires individuels. Par la suite, nous présenterons l'analyse économétrique de l'effet de l'entreprise.

Il s'agit de trois modèles économétriques :

- le modèle des moindres carrés ordinaires où le logarithme de salaire est régressé sur un ensemble de variables individuelles,
- le modèle à effets fixes où les entreprises sont considérées comme des variables muettes (dummy) et enfin
- le modèle à effets aléatoires où le terme d'erreur est formé d'un terme d'erreur de l'individu et d'un terme d'erreur de l'entreprise.

Mots clés

Capital Humain, Effet de l'Entreprise, Modèles à Effets Fixes, Modèles à Effets Aléatoires

Introduction

Jusqu'à une date récente, pour expliquer les salaires, seules les caractéristiques individuelles des travailleurs étaient prises en compte dans les fonctions de gains de type Mincer (1974). Les caractéristiques de l'entreprise, considérée comme une boîte noire, n'étaient généralement pas incluses, alors qu'en situation d'information et de mobilité imparfaite, la théorie nous enseigne que les salaires seront différents. Le manque de données microéconomiques combinant les caractéristiques des entreprises et les caractéristiques individuelles, qui auraient permis de fournir des explications de différentiels de salaires à travers l'effet de l'entreprise, avait déjà été déploré par certains auteurs comme Rosen (1986) et Willis (1986). Quelques études récentes (Abowd, Kramarz et Margolis 1999, Chennouf (1995)) se sont néanmoins attachées à analyser cet effet d'entreprise, avec la possibilité d'accéder à de nouvelles sources de données.

La possibilité d'estimer valablement des équations de ce type dépend de la spécification économétrique utilisée et de la disponibilité de données adéquates. Les données ont deux dimensions : une porte sur le travailleur et

*. Maître de Conférences à l'Ecole Supérieure de Commerce d'Alger (ESC), Docteur Es-Sciences Economiques de l'Université de Paris I Sorbonne.

une sur l'entreprise dans laquelle il est employé. La question cruciale est de déterminer la nature du terme d'erreur de l'équation de gains associée : soit on considère que les effets d'entreprise sont fixes, ce qui signifie que les caractéristiques de chaque entreprise exercent un effet identique sur tous les salaires qu'elle verse et cet effet varie d'une entreprise à l'autre ; soit on considère que l'effet d'entreprise est inclus dans le terme d'erreur de la régression. Ce terme se décompose en un terme aléatoire individuel relatif au travailleur et un terme d'erreur de groupe commun à tous les individus de la même entreprise. Les modèles sont alors dits à erreurs composées ou à effets aléatoires.

Pour pouvoir être valablement utilisées dans les modèles à effets aléatoires, les données utilisées doivent satisfaire à certaines conditions : pour chaque entreprise, un nombre suffisant, au minimum d'une dizaine, d'observations portant sur les travailleurs doivent figurer dans la base pour que les estimations soient pertinentes.

L'étude s'inscrit dans cette perspective. A cette fin, nous avons construit une base de données individuelles par entreprise du secteur de l'industrie de la région d'Alger. Nous estimons sur cette base, qui autorise des estimations de ce type, des modèles à effets fixes et à effets aléatoires.

Cet article présentera brièvement en premier lieu les enjeux théoriques et empiriques des différentiels de salaires non-compensateurs puis, dans une seconde étape, l'analyse des données statistiques. Dans une dernière étape, on effectuera une étude empirique en présentant les données statistiques de notre enquête et l'analyse économétrique de l'effet de l'entreprise en développant un modèle à effets fixes et un modèle à effets aléatoires.

I. Les enjeux et les explications théoriques et empiriques de l'effet de l'entreprise.

1. Les enjeux théoriques et empiriques de l'effet de l'entreprise.

Les travaux de Guerlach (1990) et de Lucifora (1993) ont montré respectivement sur des données allemandes et italiennes que les travailleurs exposés aux risques ou effectuant les travaux pénibles ne reçoivent pas, en retour, les compensations salariales correspondantes. Les *anomalies* des différentiels de salaires qui ne sont pas compensés par les caractéristiques

individuelles sont également relevées dans plusieurs études empiriques de Dickens et Katz (1987), Krueger et Summers (1988), Thaler (1989) etc. Cette hypothèse est vérifiée, dans bon nombre d'études, à l'heure actuelle au niveau du secteur: Krueger et Summers (1986), Bound et Johnson (1992), Blackburn et Neumark (19992), Helwedge (1992) et Keane (1991) pour les Etats-Unis, Hubler et Guerlach (1988) pour la RFA, Banflower et al (1988, 1995) pour la Grande-Bretagne, Plassard et Tahar (1990), Wagner (1990) pour cinq pays (Autriche, RFA, Grande Bretagne, Suisse et Etats-Unis), L'Héritier (1992), Merckelbah et Sollogoub (1993) et Arai, Ballot et Skalli (1995) pour la France, Edin et Zetteberg (1992), Zanchi (1992) et Arai (1994a, 1994b) pour la Suède, Winter-Ebmer (1993) pour l'Autriche (1993), Lucifora (1993) pour l'Italie, Hartog et Teulings (1994) pour la Hollande, Albaek et all (1994) pour les pays nordiques (Danemark, Finland et Norvège), Moll (1993) pour l'Afrique du sud, Gatica et alii (1995) pour le Brésil, Vainiomäki et Laaksonen (1995) pour la Finlande. Toutes ces études montrent, malgré le contrôle des variables de capital humain, l'existence de différentiels de salaires non-compensateurs. Ces différentiels de salaires pour des travailleurs possédant des caractéristiques apparemment identiques et des emplois similaires sont censés refléter une politique de gestion de la main d'œuvre par les entreprises et attribués à toute une série de faits stylisés et de théories tels que les théories du salaire d'efficience à l'exception de Murphy et Topel (1987) qui les ont attribués aux caractéristiques individuelles non observées entre les salariés.

Différentes explications théoriques et empiriques sont avancées pour expliquer l'existence des différentiels de salaires non-compensateurs. Les arguments sont la taille de l'entreprise et le marché des biens. Les explications sont dans certains cas concurrentielles et dans d'autres non-concurrentielles.

2. Les explications théoriques et empiriques de l'existence des différentiels de salaires interentreprises.

Les modèles de détermination des salaires fondés sur le fonctionnement d'un marché du travail en concurrence pure et parfaite fournissent l'explication des différentiels par rapport aux capacités productives de l'individu ou par rapport à d'autres aspects non monétaires du

travail qui peuvent affecter l'utilité du travailleur (réputation, risque, pénibilité...). On pourrait également penser qu'un salaire additionnel lié à l'entreprise peut refléter des différentiels temporaires relatifs à l'utilisation d'une technologie ou d'un rendement élevé de capital tout en supposant que les chocs technologiques ne sont pas diffusés immédiatement dans l'ensemble des entreprises d'une branche d'activité donnée. Dans ce qui suit, on tentera d'expliquer pourquoi les entreprises placées dans cette perspective sont poussées à adopter des politiques de rémunérations différentes selon le choix de l'entreprise. Traditionnellement, deux arguments essentiels sont avancés dans les études économiques pour expliquer la détermination des salaires interentreprises à savoir la taille et la structure organisationnelle de l'entreprise d'une part et le marché des biens et la structure financière de l'entreprise d'autre part.

2.1. Présentation des différents arguments.

2.1.1. La taille de l'entreprise.

Il n'est plus à démontrer que les grandes entreprises paient en moyenne plus que les petites Masters (1969), Mellow (1982), Garen (1985), Brown et Medoff (1989), Idson et Feaster (1992) car la taille de l'entreprise a d'importantes implications dans l'organisation du travail. Différentes explications sont fournies au versement de salaires élevés aux travailleurs. Ces derniers sont en moyenne plus qualifiés et syndiqués. De plus, les entreprises peuvent compenser les travailleurs pour leurs mauvaises conditions de travail et peuvent également avoir une part du marché conséquente et réserver ainsi une part du profit additionnel aux salariés. Les petites entreprises ont des taux de rotation de la main d'œuvre plus élevés Picot et Baldwin (1990). Pour certains auteurs, le phénomène est explicable dans la logique du marché primaire et du marché secondaire, dont l'une des distinctions observées est la subdivision du marché du travail en grandes et petites entreprises. Une grande entreprise présente, toutes choses égales par ailleurs, les caractéristiques suivantes : une grande rigidité dans les normes de travail, une forte structure hiérarchique, des coûts de supervision élevés, des investissements importants en capital humain spécifique dus à la grande spécialisation.

Une autre explication réside dans l'imperfection du marché du crédit, qui affecte particulièrement la petite entreprise, peu capable d'offrir aux banques les gages et garanties qu'elles réclament pour se prémunir contre le risque d'insolvabilité de leurs clients. L'étude de Solignac-Lecomte (1994), réalisée essentiellement dans des petites entreprises privées de l'industrie (du bois, des métaux et de l'imprimerie) de la région d'Alger en 1991, a montré que le coût unitaire absolu de la main d'œuvre étant légèrement croissant avec la taille de l'entreprise ou, si l'on préfère, le prix relatif du travail par rapport au capital est relativement croissant avec cette dernière. En conséquence, pour la petite entreprise, le prix relatif du capital (r/w) est relativement élevé, cela revient à dire que le prix relatif du travail (w/r) est relativement bas.

Ces différents éléments incitent l'employeur à offrir un salaire élevé afin d'attirer et de fidéliser la main d'œuvre qualifiée.

Il y a également la taille des équipes de production dans les entreprises qui exercent un effet positif sur les gains. Idson (1995), en se basant sur une enquête américaine (Quality of employment of Survey 1973), montre que les gains des travailleurs sont positivement corrélés avec la taille de l'équipe et la supervision qui motive le travail en équipe.

2.1.2. Le marché des biens.

Dans une autre approche, le marché des biens de l'entreprise a d'importants effets dans la détermination des salaires Weiss (1966) et Pugel (1979).

Les profits élevés dégagés par les entreprises dans des industries concentrées peuvent permettre à leurs travailleurs de capter des rentes qui proviennent du marché des biens. En effet, le degré élevé de concentration du marché des biens donne la possibilité aux entreprises d'être en collusion et de prélever une marge afin de garantir des salaires élevés. La dernière remarque est relative à l'influence de la structure financière de l'entreprise qui peut avoir un impact sur sa politique de rémunération. En tenant compte des risques encourus par l'activité entrepreneuriale, chaque entreprise fait face à chaque période à une probabilité de déficit. Le degré de probabilité de déficit peut être une contrainte dans la détermination des salaires Nickell et Wadhvani (1987).

Différentes explications concurrentielles et non-concurrentielles sont données pour expliquer cet effet de l'entreprise.

2.2. Les explications concurrentielles et non-concurrentielles.

2.2.1 Les explications concurrentielles.

Une explication traditionnelle de concurrence attribue les salaires élevés aux entreprises qui ont des ratios capital/travail élevés et qui emploient des travailleurs plus qualifiés. Une hypothèse alternative émise par Masters (1969) suggère que les grandes firmes paient un salaire élevé à leurs employés pour compenser les conditions de travail liées à un grand niveau d'organisation hiérarchique. Les grandes entreprises font appel à de grandes équipes, d'où l'inobservabilité des efforts individuels. Elles peuvent trouver profitable d'employer des travailleurs qualifiés qui ont besoin de moins de supervision. Elles ont des perspectives de carrière plus favorables et peuvent, toutes choses égales par ailleurs, offrir à leurs travailleurs de meilleurs profils de gains afin de retenir la main d'œuvre et prévenir le "tire au flanc" Lazear (1981).

2.2.2. Les explications non concurrentielles.

Des explications alternatives pour les différentiels de salaires interentreprises partent du paradigme de concurrence et postulent l'existence d'une relation entre la détermination de salaires et la capacité des firmes à produire des rentes. L'existence de stratégies dissuasives d'entrée dans le marché des biens sont des caractéristiques de certaines entreprises qui peuvent être une source de partage de rentes indépendamment de la négociation explicite avec les travailleurs (Slichter, 1950). Les employeurs peuvent utiliser leur capacité à rémunérer afin de poursuivre certains objectifs tels que minimiser le coût de rotation du personnel et inciter les travailleurs à un grand effort et à une amélioration des normes de travail pour l'esprit de groupe. Une version similaire peut être trouvée dans l'hypothèse du salaire d'efficience. Le salaire élevé versé par l'entreprise est considéré comme un don de la part de l'entreprise pour avoir un effort accru du travailleur qui est en quelque sorte un contre don (Akerlof, 1984; Solow, 1979).

II. L'analyse économétrique de l'effet de l'entreprise.

Les travaux économétriques effectués depuis les années quatre-vingt sur des bases de données de plus en plus diversifiées, après avoir contrôlé les caractéristiques individuelles, observent des différentiels de salaires intersectoriels. Ces différentiels de salaires intersectoriels sont censés refléter une politique de gestion de la main d'œuvre par les entreprises. L'absence de données individuelles suffisantes par entreprise, dans les différentes enquêtes, n'a pas permis la réalisation de l'étude de l'effet de l'entreprise.

Nous débuterons notre analyse économétrique par l'examen des différentiels de salaires interentreprises après avoir contrôlé les variables de capital humain et les variables indicatrices de l'entreprise. Ce qui nous permettra d'effectuer des comparaisons avec la fonction de gains traditionnelle, celle incluant uniquement les variables indiquant l'affiliation à l'entreprise et celle qui considère l'entreprise comme un effet aléatoire.

1. L'effet fixe du capital humain de l'entreprise.

Dans le cas qui nous intéresse, les données désignent un ensemble d'individus et d'entreprises ; chaque individu est affilié à une entreprise. Nous allons utiliser les modèles à effets fixes.

1.1 Les modèles à effets fixes.

Une formulation commune du modèle suppose que les différentiels interentreprises peuvent être capturés par le terme constant dans le modèle ci-dessous. Il est alors possible que la pente varie par rapport à l'entreprise j . Ce qui introduit de nouvelles issues méthodologiques qui nécessitent des calculs complexes et considérables.

Le modèle peut-être résumé comme suit :

$$Y = Da + Xb + u \quad (1)$$

où D est le vecteur de la variable indicatrice indiquant la jème observation. Le modèle est appelé variable indicatrice des moindres carrées (*LSDV*). C'est un modèle classique de régression.

Le terme d'erreur u est un terme composé d'un terme d'erreur spécifique à l'individu v_i et d'un terme d'erreur composé w_{ij} . Dans le cas des effets

fixes, vi sont supposé des paramètres estimés fixes et le reste du terme d'erreur w_{ij} indépendant et identiquement distribué iid $(0, w)$. X_{ij} sont supposés indépendants de w_{ij} pour tout i et pour tout j .

On peut également représenter le modèle sous la forme suivante :

$$\text{LOG}(Y_{ij}) = a + b \cdot X_i + \sum_j e_j E_j + u_{ij}. \quad (2)$$

Y_{ij} salaire de l'individu i de l'entreprise j .

X_i vecteur de caractéristiques de l'individu i .

E_j vecteur de variables indicatrices mutuellement exclusives indiquant l'appartenance à l'entreprise j .

u_{ij} est un terme d'erreur de moyenne nulle et d'écart-type égal à σ .

De plus, différentes études n'utilisent dans la première étape que $(n-1)$ observations. L'observation résiduelle est prise comme référentielle par rapport aux autres variables indicatrices afin d'éviter le problème de multicollinéarité qui peut surgir lorsqu'on veut introduire dans la fonction de gains en plus de la constante, toutes les variables indicatrices. Par conséquent, en utilisant cette méthode à l'exemple de Winter-Ebmer, on perd une information. Cependant, ce problème peut-être résolu en prenant dans le modèle toutes les variables indicatrices avec le terme constant dans la première étape et en imposant une contrainte linéaire sur les coefficients estimés des variables indicatrices cf. Greene et Seaks (1991). Par cette méthode, les différentiels de salaires interentreprises seront analysés par rapport à un effet moyen et non pas par rapport à un référentiel qui peut-être une entreprise d'une certaine taille.

1.2. Les modèles à effets aléatoires.

Il n'y a pas si longtemps, le modèle standard de capital humain était analysé avec des limites connues comme les problèmes d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation. Dans la plus simple expression du modèle, l'hypothèse sur les termes d'erreurs est faite uniquement sur les individus. Lorsqu'on ajoute dans le modèle une hypothèse supplémentaire à savoir que les termes d'erreurs sont aussi bien, présents au niveau individuel qu'au niveau du groupe (entreprise), on obtient ainsi un modèle emboîté à erreurs

composées. Ce qui introduit de nouvelles perspectives méthodologiques. En effet, par rapport aux MCO, cette méthode permet en plus d'éviter le problème de multicolinéarité qui peut se poser mais d'expliquer dans la variance inexpliquée, la part qui revient à l'effet individuel et celle qui est due à l'effet de groupe.

Différents travaux empiriques ont utilisé le modèle emboîté à erreurs composées. Une des premières utilisations de ce type de modèle a été l'estimation des fonctions de production où les effets inobservés sont réalisés sur chaque entreprise par Nerlove (1965, 1967), Balestra et Nerlove (1967), Wallace et Hussain (1969) etc.

Le modèle économétrique à erreurs composées a été traité par Moulton (1986) qui a effectué une revue de la littérature empirique de certaines études. Il constate que l'hypothèse d'indépendance des erreurs dans les MCO, quand on dispose simultanément des données individuelles et des données de groupes, est incorrecte. Elle fournit des écarts-type d'erreurs biaisés pouvant altérer la valeur des t de Student.

Les modèles emboîtés à erreurs composées peuvent être également appliqués quand les individus qui sont dans un groupe donné (région, secteur, entreprise, groupe de travail etc.) partagent une caractéristique commune de ce groupe (variables moyennes de capital humain, autres caractéristiques telles que la structure organisationnelle ou la performance de la firme etc.).

Ce modèle emboîté à erreurs composées peut utiliser usuellement des ensembles d'observations d'individus qui peuvent être affiliés à des groupes de travail, à des entreprises, à des secteurs, des ménages rattachés à des villes ou régions, des groupes de travail affiliés à des entreprises, des entreprises à des secteurs ou régions et des secteurs à des régions, et enfin des pays à des groupements régionaux etc.

On peut également concevoir un modèle emboîté à erreurs composées à un niveau de stratification élevé tel que l'individu dans un groupe de travail, dans une entreprise, dans un secteur d'activité, dans une région, dans un groupement régional.

L'application de tels modèles nécessite de plus en plus des bases de données spécifiques, riches et diversifiées.

En ce qui nous concerne, nous allons présenter un modèle emboîté à une seule composante : l'individu dans des groupes de travail (entreprises) de l'industrie de la région d'Alger.

Dans le cas des panels, on a des ensembles d'observations $i=1, \dots, N$ suivis pendant des années $t=1, \dots, T$. Alors que dans notre cas, on dispose pour chaque entreprise i des salaires et des caractéristiques de $T(i)$ salariés. On se trouve, par rapport aux panels, dans le cas extrême où aucun salarié n'est affilié à deux entreprises simultanément et donc tous les indices t sont différents.

L'ordre des observations est important dans notre modèle car il dicte la structure de la matrice des variances covariances.

Comme on le constate, les modèles à erreurs composées concernent aussi bien les données longitudinales que les données transversales.

Nous allons dans ce travail exposer les modèles à erreurs composées et leurs applications.

Notre travail revient à estimer un modèle emboîté à erreurs composées (MEC) en coupes instantanées appelées également modèle à effets aléatoires (MEA). Dans ce modèle, on a des individus qui appartiennent à des groupes (entreprises). Le terme d'erreur est double. Il est composé d'un effet individuel et d'un effet de groupe.

Considérons le modèle à erreurs composées :

$$Y_{ij} = X_{ij} \cdot \beta + w_{ij} \quad (3)$$

où i désigne l'entreprise avec
 $i = (1, \dots, I)$

et j l'individu avec $j = (1, \dots, J)$.

Le terme d'erreur étant $w_{ij} = u_j + v_{ij}$.

Nous supposons que les termes d'erreurs ont une moyenne nulle :

$$E(v_{ij}) = E(u_j) = 0$$

et sont homoscedastiques

$$E(v_{ij}^2) = \sigma_v^2$$

$$E(u_j^2) = \sigma_u^2$$

Les covariances des termes d'erreurs différents sont nulles. En calculant les variations inter-groupes et intra-groupes de la variable à expliquer et en utilisant une décomposition similaire pour l'ensemble des variances covariances, nous obtenons l'estimation du paramètre par la méthode des moindres carrés généralisés Maddala (1971) :

$$\beta_{GLS} = (W_{xx} + \theta B_{xx})^{-1} (W_{xy} + \theta B_{xy})$$

$$\text{où } \theta = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + T_{(i)} \sigma_u^2}$$

Fuller et Battese (1973) ont montré que cette méthode est identique à celle qui concerne à utiliser les MCO à l'expression transformée :

$$y_{ij} - \lambda y_i \quad \text{et} \quad x_{ij} - \lambda x_i$$

où

$$\lambda = 1 - \sqrt{\theta}$$

Cette expression est plus simple à estimer. Par ailleurs, on retrouve le modèle à effets fixes en posant $\lambda=1$.

La méthode d'estimation appliquée à un panel incomplet a été développée par Biorn (1983), Baltagi (1985) et à Wansbeek et Kapteyn¹. (1989). Ce

¹. Un exposé de la méthode est présenté par Greene (1993).

panel incomplet peut avoir plusieurs variantes. Le cas où m individus sont retirés chaque année et remplacés par m autres, c'est ce qu'on appelle le panel rotatif. Et un autre cas où les individus ne sont pas tous observés pendant la même durée. C'est ce qu'on appelle le panel non cylindré avec des durées qui ne sont pas toutes égales.

1.2.1. Le choix d'un modèle à effets fixes ou à effets aléatoires

Dans le modèle à effets fixes, l'hypothèse de la constante identique est relâchée. Par contre dans le modèle à effets aléatoires, au lieu d'admettre un ensemble de constantes données pour les groupes, on ne retient qu'une seule ordonnée à l'origine a , l'effet des ordonnées à l'origine étant incorporé dans le terme d'erreur.

Existent-ils des politiques salariales différenciées entre les entreprises ? Le salaire de départ d'un individu est-il différent d'une entreprise à une autre ? Le choix entre ajuster un modèle à effets fixes ou un modèle à effets aléatoires revient fondamentalement sur la base de considérations liées aux salaires des individus dans les différentes entreprises.

Dans le modèle à effets fixes, l'effet de l'entreprise est incorporé dans le vecteur de variables explicatives X alors que dans le modèle à effets aléatoires l'effet de l'entreprise est inclut dans le terme d'erreur.

Les arguments en faveur du modèle à effets fixes ou du modèle à effets aléatoires sont nombreuses. En effet, tout d'abord, nous pouvons affirmer en général que l'utilisation d'un modèle à effets aléatoires sauvegarde un certain nombre de degrés de liberté. Par la suite, si nous avons effectué l'inférence uniquement sur les individus, nous pourrions traité l'effet de l'entreprise comme fixe. Par contre, si nous avons effectué l'inférence aussi bien sur les entreprises et les individus, nous pourrions traiter l'effet de l'entreprise comme aléatoire. Dans la plupart des études empiriques, cette deuxième alternative est la plus utilisée Maddala (1987).

2. L'analyse empirique.

2.1 Présentation de l'enquête et des données statistiques.

L'échantillon porte sur les données individuelles de 1007 salariés de l'industrie de la région d'Alger subdivisée en quatre branches d'activité (Industrie Sidérurgique, Métallique, Métallurgique et Electronique

(*ISMME*), Bâtiment et Travaux Publics (*BTP*), Agro-Alimentaire (*AGRO*) et Autres Industries (*AI*) (Textile, Cuirs et Peaux...)).

Rappelons que notre enquête est spécifique, car il n'est pas courant dans les données individuelles d'avoir plusieurs personnes par entreprise. La base de sondage a été réalisée par entrevue auprès des salariés de ces entreprises dans chaque taille. Les données utilisées combinent l'information sur les caractéristiques individuelles et celles des entreprises. Aux variables traditionnelles de capital humain (éducation, expérience, ancienneté, sexe, situation matrimoniale...) viennent s'ajouter des variables d'entreprise telles que le degré de concurrence sur le marché des biens (subvention, monopole) et l'aspect organisationnel (la taille de l'entreprise).

Nous connaissons, d'après le fichier de l'Office National des Statistiques, l'effectif total des salariés, la répartition des salariés dans chaque secteur d'activité (la sidérurgie, l'agroalimentaire, la construction et les autres industries), dans chaque secteur juridique (privé / public) et dans chaque taille d'entreprise.

Dans l'échantillon, le salaire moyen représente près de 1,7 fois le salaire minimum (SMIG). Il y a 55% de travailleurs qualifiés, 32% de diplômés (certificat de fin d'études primaires, brevet, baccalauréat, techniciens, licence, ingénieur etc.) et 73% de mariés. L'âge moyen des personnes est de 40 ans, l'éducation moyenne de huit années avec un écart-type élevé, l'expérience moyenne, assez élevée, est de 18 années et l'ancienneté moyenne de 12,5 années. Nous présentons dans le tableau ci-dessous, le résumé descriptif des variables de l'échantillon global.

Tableau 1
Statistiques descriptives

	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Salaire	6370,50	2428,1	700	20000
Salaire journalier	214,85	80,7	53,33	666,69
Education	8,05	4,6	0	22
Expérience	17,69	10,6	1	54
Ancienneté	12,43	8,3	1	41
Age	39,15	10,3	17	69
Sexe	0,88		0	1
Marié/célibataire	0,73		0	1
Qualifié/non	0,55		0	1
Certifié	0,32		0	1
Public/privé	0,67		0	1
ISMME	0,29		0	1
AGRO	0,34		0	1
BTP	0,18		0	1
Taille de l'entrep	265,08		11	1056
Jours trav/mois	29,64		4	30
Nbr.Obs 1007				

2.1.1. Problèmes d'information et de mesure statistique.

Durant la période planifiée, les pouvoirs publics se sont intéressés aux données macro-économiques et au bien-être de toute la population. Ils tendaient à satisfaire la population en termes de besoins collectifs. En quelque sorte les préférences "collectives" primaient sur les préférences individuelles.

On peut relever deux sortes de problèmes relatifs aux données statistiques et à leurs mesures. Premièrement, les statistiques officielles ne

disposaient que du salaire moyen au niveau : macroéconomique, sectoriel, de la branche d'activité, du sexe, de la qualification et de la région. Dans la littérature économique algérienne, les études micro-économiques sur les salaires étaient inexistantes faute de données individuelles. Deuxièmement, notre étude sur les fonctions de gains est la première du genre mais présente toutefois des limites. En effet, des services sont accordés par certaines entreprises à leurs employés. Ils sont difficilement quantifiables en termes monétaires dans le salaire de l'individu. Ainsi, des entreprises fournissent à leurs travailleurs, des biens de consommation moins chers et plus disponibles que sur le marché, dans des coopératives spécialisées. Ils fournissent également d'autres avantages sociaux tels que le transport, la restauration, les soins médicaux, la garde d'enfants, des prêts pour le logement, des vacances pour les enfants etc.

2.2. Résultats.

Dans notre modèle, les variables quantitatives mesurent l'impact d'une unité supplémentaire de la variable explicative sur la variable à expliquer. Les coefficients des variables indicatrices indiquent en % l'écart moyen des salaires par rapport à la modalité de référence. Dans le tableau 1, on reporte les estimations des différentiels de salaires pour les entreprises de l'industrie de la région d'Alger. Afin de voir s'il subsiste des différentiels de salaire non compensateurs, l'équation de salaire traditionnelle (équation 1) a été complétée par une série de variables indicatrices montrant l'effet de l'entreprise (modèle à effets fixes) (équation 2). On obtient également une fonction de salaire avec des effets aléatoires (équation 3) .

Tableau 2
L'effet de l'entreprise sur les gains

	Mincer	Effets fixes	Effets aléatoires
Constante	4,75 (16,08)	4,63 (19,53)	4,59 (17,13)
Educ	0,040 (20,99)	0,037 (22,27)	0,038 (20,41)
Exp	0,016 (4,69)	0,022 (7,85)	0,021 (6,65)
Expp	-0,279E-3(-4,1)	-0,28E-3(-5,1)	-0,27E-3(-4,4)
Anc	0,012(8,2)	0,004 (3,1)	0,005 (3,7)
Sexe	0,18(6,94)	0,15 (6,53)	0,158 (6,22)
Sit Matr	0,199(8,46)	0,118 (6,06)	0,131 (6,01)
Log(njt)	0,883 (10,12)	0,944 (13,52)	0,945 (11,97)
R ²	52 %	72,1%	50%
F de Fisher	155,1	51,6	
Test du Mul de Lagrange			2160,75
var(e) var(u)			0,041 0,038

Les variables des trois équations sont significatives individuellement (test de Student) et globalement (test de Fisher). L'équation de Mincer traditionnelle explique 52% de la variance des salaires. Dans l'équation (2) le pouvoir explicatif du modèle à effets fixes atteint les 72% mais, le plus souvent, réduit fortement les écarts de salaires interentreprises lorsqu'on le compare avec l'équation (1).

Dans la structure interentreprises³, les entreprises des industries sidérurgiques ont une position favorable avec des différentiels de salaires élevés. Les entreprises de l'agroalimentaire ont une position intermédiaire. Il y a des différentiels de salaires significatifs entre entreprises toutes choses égales par ailleurs dans l'équation (1). Le différentiel le plus élevé est un écart de 105%. Le fait le plus pertinent est la position des entreprises de

³. Les résultats des variables indicatrices de l'entreprise ne sont pas rapportés ici.

secteur de la construction dans les différentiels de salaire. Ils occupent la dernière place alors, qu'en théorie, les travaux pénibles compensent les différences de salaire. Cette absence de différentiel compensateur pour les travaux pénibles a été également soulignée par Lucifora (1993). Par ailleurs, certaines études empiriques ont montré que le coefficient de l'ancienneté est surestimé. Dans l'équation (2), le coefficient de l'ancienneté est diminué de près de 90%. Le contrôle des fonctions de gains par les variables indicatrices d'entreprises dans le modèle à effets fixes et l'introduction du terme d'erreur de groupe dans le modèle à effets aléatoires réduisent fortement l'effet de l'ancienneté.

Par contre, le taux de rendement de l'éducation est légèrement diminué de 10%. On note également que les coefficients des variables avec leur écart-type diminuent sensiblement lorsqu'on passe du modèle des MCO au modèle à erreurs composées (à l'exception des variables expérience et nombre de jours travaillés).

La part inexplicée qui revient à l'effet individuel est de 41% et celle qui revient à l'effet de l'entreprise est de 38%.

Le test du multiplicateur de Lagrange nous amène à rejeter le modèle des MCO en faveur du modèle à effets aléatoires.

Les résultats présentés nous montrent dans les deux dernières équations que l'effet de l'ancienneté sur les salaires est négligeable alors que l'effet de l'expérience totale subsiste. On peut alors se demander si toute la notion de partage de rente entre l'employeur et l'employé n'était pas remise en question ? Ces résultats sont similaires, en ce qui concerne le modèle à effets aléatoires, à ceux de Goux et Maurin. On pourrait, de la même manière, affirmer que l'effet du capital humain spécifique sur les salaires est lié essentiellement à l'hétérogénéité des entreprises et à leurs pratiques salariales. Toutefois, il faudrait disposer d'études longitudinales sur des données mesurant l'offre de formation sur le tas et corriger les problèmes de l'hétérogénéité inobservée (il peut y avoir des variables qu'on ne peut mesurer et qui sont corrélées avec certaines variables explicatives) pour pouvoir avancer des conclusions

Conclusion

En conclusion, on peut affirmer que les modèles à effets fixes et aléatoires améliorent l'efficacité des paramètres.

Par rapport à la fonction de gains traditionnelle, les rendements de l'éducation et de l'ancienneté sont diminués dans les deux derniers modèles lorsqu'on tient compte de l'effet de l'entreprise. Dans le modèle à effets aléatoires, la part inexpliquée revient pour 52% à l'effet individuel et pour 48% à l'effet de groupe. C'est dire l'importance de cet effet de groupe dans les fonctions de gains. On peut affirmer, comme bon nombre d'études le suggèrent, que les taux de rendement du capital humain ne sont pas aussi élevés tel qu'ils apparaissent. Ils sont dus aux explications traditionnelles d'aptitudes individuelles mais également à l'effet de groupe.

Le test du multiplicateur de Lagrange nous amène à rejeter le modèle des MCO en faveur du modèle à erreurs composées.

Bibliographie

- Abowd, J.-M.; and Kramarz, F.; and Margolis, D.-N., (1999).** "High Wage Workers and High Wage Firms," *Econometrica*.
- Akerlof, G.-A., (1984).** "Gift Exchange and Efficiency Wage Theory: four Views," *American Economic Review*, vol. 74, n°2.
- Albaek, K., and Arai, M., and Asplund, R.-Barth E, and Madsen, E.-S, (1994).** "Interindustry Wage Differentials in the Nordic Countries", in Wetsergaard-Nilson N. *Wages in the Nordic Countries*, North Holland.
- Arai, M. ; and Ballot, G.; and Skalli, A., (1995).** "Différentiels de Salaires et Caractéristiques des Employeurs en France", Document ronéoté ERMES 95.1.
- Becker, G., (1964).** "Human Capital : a Theoretical and Empirical Analysis", Columbia University Press, New-York, 2ème édition augmentée, 1975.
- Blackburn M.K. and Neumark D. (1992).** "Unobserved Ability, Efficiency Wages, and Interindustry Wage Differentials", *Quarterly Journal of Economics*.
- Blanchflower, D.G., Oswald A.J. and Garrett M. (1988).** "Insider Power in Wage Determination" Centre for Labour Economics, London School of Economics, document ronéoté.

- Bound, J.; and Johnson, G., (1992).** "Changes in the Structure of wages in the 1980's: An Evaluation of Alternatives Explanations", *American Economic Review*, vol.82, n°3:371-392.
- Brown, C.; and Medoff, J.-L., (1989).** "The employer size effect." *Journal of Political Economy*, 97.
- Chennouf, S., (1995).** "Capital Humain, Entreprise et Salaires dans la Région d'Alger", *Thèse de Doctorat es Sciences Economiques*, Paris I, la Sorbonne, Mai.
- Dickens, W.-T.; and Katz, L.-F., (1987).** "Inter-industry Wage Differences and Industry Characteristics."
- Edin, P.-A; and Zetterberg, J., (1992).** "Interindustry Wage Differentials: Evidence from Sweden and a Comparison with the United States", *American Economic Review*, vol.82, n°5 : 1341-49.
- Garen, J.-E., (1985).** "Worker Heterogeneity, Job Screening, and Firm Size." *Journal of Political Economy*, 93.
- Gatica J. ; Mizala A. And Romaguera P. (1995).** "Interindustry Wage Differentials in Brazil", *Economic Development and Cultural Change*, vol 43, n°2, p. 315-321.
- Greene , W.H.; and Seaks, T., (1991).** "The Restricted Least Squares Estimator : A Pedagogical Note.
- Greene , W.H.; (1993).** "Econometric Analysis", second edition, Prentice Hall Inc.
- Guerlach, K.; and Schmidt, E.-M., (1990).** "Firm size and wages." *Labour : Review of Labour Economics and Industrial Relations*, vol. 4, n°2.
- Hartog, J.; and Teulings, C., (1994).** "Wage Formation and Labor Market Flexibility in the Netherlands," 11èmes Journées de Microéconomie Appliquée, GREQE, Marseille 2 et 3 Juin 1994.
- Idson, L.-I.; and Feaster, D.-J., (1990).** " A Selectivity Model of Employer-Size Wage Differentials", *Journal of Labor Economics*, vol. 8, n°1.
- Idson, L.-I., (1995).** "Team Production Effects on Earnings", *Economic Letters*, 49, p 197-203.
- Keane, M.-P, (1993).** "Individual Heterogeneity and Interindustry Wage Differentials", *Journal of Human Resources*, vol. 28, n°1:134-61.

- Krueger, A.-B.; and Summers, L.-H., (1987).** "Reflections on the Inter-industry Wage Structure", in *Unemployment and the Structure of the Labor Markets*, edited by Kevin Lang and Jonathan S. Leonard : 17-47, Basil Blackwell, New-York and Oxford.
- Krueger, A.-B., and Summers, L.-H., (1988).** "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure", *Econometrica*, 56(2), pp.259-93.
- Lazear, E., (1981).** "Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions," *American Economic Review*, 71, n°4.
- L'Héritier (1992).** "Les Déterminants du Salaire", *Economie et Statistique* 257, 9-21.
- Lucifora, C., (1993).** "Market Structure, Financial Performance and Wage Determination : An Empirical Analysis for Medium-Large Manufacturing Firms in Italy", *Economic Notes*, 22(1).
- Masters, S.-H., (1969).** "An interindustry Analysis of Wages and Plant Size", *Review of Economics and Statistics*, 51 p 341-345.
- Mellow, W. (1982).** "Employer Size and Wages", *Review of Economics and Statistics*, 64 : 495-501.
- Merckelbagh, B.; and Sollogoub, M., (1993).** "La Structure Inter-Sectorielle des Salaires en France : Comparaison avec les Etats-Unis et la Suède et la Croissance Endogène." Séminaire interne LAMIA.
- Mincer, J., (1974).** "Schooling, Experience, and Earnings." New-york: National Bureau of Economic Research and Columbia University Press.
- Moll P.G. (1993).** Industry Wage Differentials and Efficiency Wages : A Dissenting View with South African Evidence", *Journal of Development Economics*, (4).
- Murphy K.M. and Topel R.H. (1987).** "Unemployment, Risk and Earnings : Testing for Equalizing Wage Difference in the Labor Market", in : Lang K. And Leonard J.S. eds Basic Blackwell, London.
- Nickell, S., and Wadhvani, S., (1987).** "Financial Factors, Efficiency Wages and Employment : Investigations Using United-Kingdom Micro-Data", Center of Labour Economics, Discussion Paper, n°295, November.
- Plassard J.-P ; and Tahar G. (1990).** "Théorie du Salaire d'Efficiency et Disparités n°n Compensatrices : Evaluation À Partir de l'Enquête FQP", *Economie et Prévision*, 92-93.

- Pugel, T.-A., (1980).** "Profitability, concentration and the interindustry variation in wages", *Review of Economic and Statistics*, 62.
- Slichter, S.-H., (1950).** "Notes on the Structure of Wages", *Review of Economics and Statistics*, 32, 80-91.
- Solow, R., (1979).** "Another Possible Source of Wage Stickiness", *Journal of Macroeconomics*, 1.
- Solignac-Lecomte H.-B., (1994).** "Taille de l'Entreprise et Combinaison de Facteurs en Afrique", *Thèse de Doctorat es Sciences Economiques*, Paris I, Sorbonne.
- Thaler, R.-H., (1989).** "Anomalies : Interindustry wage differentials", *Journal of Economic Perspectives*, vol 3, p 181-193.
- Vainiomäki J. And Laaknonen S. (1996).** "Inter-Industry wage Differentials in Finland : Evidence from Longitudinal Census Data, p. 1975-85.
- Wagner, J. (1990).** "An International Comparison of Sector Wage Differentials", *Economic Letters*, 34, p 93-97.
- Weiss, L.-W., (1966).** "Concentration and Labor Earnings." *American Economic Review* 56 : 96-117.
- Willis, R. (1986).** "Wage Determinants : A Survey", in O.Ashenfelter and R.Layard, eds. *Handbook of Labor Economics*, May.
- Zanchi, L., (1992).** "The Interindustry Wage Structure : Empirical Evidence for Germany and a Comparison with the U.S. and Sweden", EUI Working Paper 92/76.

