

Les effets de l'appartenance à un groupe de travail sur les salaires individuels

Soheïl Chennouf, Louis Lévy-Garboua and Claude Montmarquette

Volume 73, Number 1-2-3, mars-juin-septembre 1997

L'économétrie appliquée

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/602227ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/602227ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Chennouf, S., Lévy-Garboua, L. & Montmarquette, C. (1997). Les effets de l'appartenance à un groupe de travail sur les salaires individuels. *L'Actualité économique*, 73(1-2-3), 207–232. <https://doi.org/10.7202/602227ar>

Article abstract

In this article, we introduce group effects to explain the determinants of wages. We present three models: two models are error component models, specifically a statistical version of the Mincerian model and a microeconomic version of the Lucas (1988) model, and a model of the diffusion of knowledge developed by Lévy-Garboua (1996). The results obtained with data on a Canadian company and firms data from the Algiers region show that the error component models improve the classical Mincerian model in explaining the determinants of wages. The estimation of the Lévy-Garboua model indicates that the diffusion of knowledge plays a positive role and validates the individual effects of the Mincer model except for the seniority variable.

LES EFFETS DE L'APPARTENANCE À UN GROUPE DE TRAVAIL SUR LES SALAIRES INDIVIDUELS*

Soheïl CHENNOUF

LAMIA

Université de Paris I (Panthéon-Sorbonne)

CNRS

Louis LÉVY-GARBOUA

LAMIA

Université de Paris I (Panthéon-Sorbonne)

CNRS

Claude MONTMARQUETTE

CRDE

Département de sciences économiques

Université de Montréal

CIRANO

RÉSUMÉ – Dans cet article nous ajoutons des effets de groupe pour améliorer le modèle classique de salaire proposé par Mincer. Nous présentons trois modèles, deux à erreurs composées soit une version statistique du modèle mincierien et une version micro-économique du modèle de Lucas (1988) et un modèle de diffusion du savoir développé par Lévy-Garboua (1994). Les résultats de nos estimations avec des données sur une compagnie canadienne et sur les entreprises de l'industrie de la région d'Alger montrent que les deux modèles à erreurs composées améliorent le pouvoir explicatif du modèle classique de Mincer. L'estimation du modèle de Lévy-Garboua montre que la diffusion du savoir serait toujours positive et valide l'estimation des effets individuels du modèle de Mincer à l'exception des rendements de l'ancienneté.

ABSTRACT – In this article, we introduce group effects to explain the determinants of wages. We present three models: two models are error component models, specifically a

* Nous remercions François Raymond du CIRANO et un arbitre pour leurs suggestions et commentaires. Une partie importante de ce travail a été réalisé alors que le dernier auteur était chercheur invité au LAMIA. Il veut remercier les membres du LAMIA pour l'accueil chaleureux qu'il a reçu. Claude Montmarquette tient également à souligner l'aide financière du programme FCAR-équipe du gouvernement du Québec dont il a bénéficié. Les auteurs demeurent seuls responsables des erreurs et omissions que pourrait contenir ce texte.

statistical version of the Mincerian model and a microeconomic version of the Lucas (1988) model, and a model of the diffusion of knowledge developed by Lévy-Garboua (1996). The results obtained with data on a Canadian company and firms data from the Algiers region show that the error component models improve the classical Mincerian model in explaining the determinants of wages. The estimation of the Lévy-Garboua model indicates that the diffusion of knowledge plays a positive role and validates the individual effects of the Mincer model except for the seniority variable.

INTRODUCTION

La théorie du capital humain apporte une interprétation incontournable des écarts de salaires entre individus, puisqu'elle s'appuie sur le principe des différences compensatrices : sur un marché du travail concurrentiel, les différences de pénibilité dans les emplois doivent être compensées par des écarts de salaires afin d'attirer des travailleurs en nombre suffisant vers les emplois relativement pénibles. La meilleure rémunération des emplois les plus qualifiés se justifie ainsi par la nécessité qu'il y a à compenser les travailleurs qualifiés des efforts prolongés et considérables d'éducation et de formation auxquels ils ont dû préalablement consentir. La fonction de gains de Mincer (1958, 1974) résume également ce principe par une relation affine entre le logarithme du salaire et les durées de scolarité et d'expérience professionnelle. Mincer et Jovanovic (1981) ont étendu cette relation en ajoutant une troisième variable explicative, l'ancienneté du travailleur dans son entreprise, censée rendre compte des rendements de la formation spécifique qu'il y a reçue. La réussite empirique des fonctions de gains minceriennes est indéniable puisque le pouvoir explicatif de ce modèle très simple atteint couramment 50 %. Il n'empêche que la moitié de la variance observée demeure inexplicée, et que plusieurs études empiriques récentes ont jeté un doute sur la réalité des rendements de l'ancienneté que mesurent les fonctions minceriennes (voir, notamment, Abraham et Farber ; 1987, Altonji et Skakotko, 1987, et la réplique de Topel, 1991). Plus récemment, avec les données américaines du *NLSY* et du *Panel Study of Income Dynamics*, Parent (1995) montre, que si on inclut l'expérience dans l'industrie courante dans l'équation de salaire, l'effet d'ancienneté disparaît complètement. Abowd, Kramarz et Margolis (1994) et Chennouf (1995), disposant d'enquêtes françaises et algériennes à deux niveaux, qui emboîtent des échantillons de salariés dans l'échantillon d'entreprises, ont commencé à démêler les effets d'entreprise des effets proprement individuels dans l'estimation des salaires.

La question cruciale posée dans cet article est de savoir comment séparer convenablement « les effets de groupe » des effets individuels dans l'estimation des salaires individuels. Si la mesure des rendements de l'ancienneté est problématique dans le modèle de Mincer, n'est-ce pas parce qu'on y traite un effet d'entreprise comme un effet individuel ? Mais, l'entreprise étant elle-même une organisation structurée, il est théoriquement possible que cet effet d'entreprise se décompose en plusieurs effets de groupe, comme l'équipe de travail ou la catégorie professionnelle. Nous illustrerons cet argument en appliquant les mêmes modèles à deux niveaux d'agrégation différents. Lorsque nous observons les

employés d'une grande entreprise canadienne, les groupes en question seront les catégories socio-professionnelles (CSP); puis, lorsque nous observerons des salariés dans la région d'Alger, les groupes seront formés des entreprises qui les emploient.

Mais la réponse à la question posée dépend avant tout de ce qu'on entend par « effet de groupe ». Nous en verrons trois conceptions différentes. La première est de nature statistique, et elle consiste à substituer au modèle classique de Mincer, dont le terme d'erreur est individuel, un modèle à erreurs composées qui ajoute un terme d'erreur mixte (individu et groupe) au terme groupe. L'inconvénient de cette formulation est de manquer, contrairement au modèle classique de Mincer, du fondement théorique explicite que permettrait d'interpréter les résultats d'estimation. Pour donner à la notion d'effet de groupe un sens précis, nous recourons ensuite à deux modèles économiques : une version micro-économique du modèle de Lucas (1988) d'externalité du capital humain et le modèle de formation par la diffusion du savoir de l'entreprise récemment proposé par Lévy-Garboua (1994). Lucas (1988) part d'une fonction de production macroéconomique usuelle qui combine le travail qualifié - incorporant du capital humain - au capital physique, et la modifie par l'adjonction d'un troisième facteur de production, de nature collective, qui n'est rien d'autre que le capital humain moyen dans l'économie. Ce dernier joue le rôle d'un effet externe qui améliore la productivité marginale des facteurs individuels. Plusieurs travaux récents (par exemple, Heywood, 1991, Blanchflower et Oswald, 1994, Winter-Ebmer, 1993) ont transposé cette hypothèse de Lucas au niveau sectoriel. Nous l'appliquons pour notre part aux niveaux encore plus désagrégés d'une entreprise, ou d'un groupe professionnel à l'intérieur de l'entreprise. Bien que la transposition microéconomique d'un modèle macroéconomique comme celui de Lucas (1988) soit discutable, la simplicité avec laquelle ce modèle juxtapose les effets de groupe aux effets de productivité individuels est une bonne raison de tester l'hypothèse d'externalité du capital humain sur les données, rarement disponibles, qui conviennent à ce test. Si Lucas (1988) respecte la tradition marshallienne, en faisant du capital humain social un facteur de production, il fait en même temps de l'externalité du capital humain une boîte noire. En revanche, Lévy-Garboua (1994) identifie le mécanisme par lequel le capital humain des autres rend chacun plus productif comme un processus d'apprentissage. Mais, contrairement à Mincer (1958, 1974), il considère que les individus ne choisissent leur formation sur le tas ni entièrement ni librement, comme ils pourraient le faire sur un véritable marché de la formation. Au lieu de cela, ceux-ci choisissent une entreprise possédant un certain savoir (incorporé dans ses employés), lequel se diffuse progressivement à eux par le fait que les moins expérimentés regardent les plus anciens travailler et les imitent. L'effet de groupe, selon cette dernière conception, réside dans le bénéfice que retire chaque individu de l'appropriation du savoir total de son groupe de travail.

En plus de savoir comment séparer « les effets de groupe » des effets individuels dans l'estimation des salaires individuels, nous tentons dans cette étude de répondre également à trois questions :

- Quel rôle le capital humain moyen (aptitude, éducation, expérience...) des CSP pour la compagnie canadienne et des entreprises de l'industrie de la région d'Alger peut-il jouer sur la productivité marginale et les salaires des individus de ces groupes ?
- Quelle est la part inexpliquée de la variance qui peut être due à l'effet individuel et celle qui peut être imputable à l'effet de groupe ?
- Quel est le taux de diffusion du savoir dans les entreprises ? Comment varient les rendements de l'ancienneté dans ce modèle par rapport au modèle alternatif de Mincer ?

Dans la mesure où la diffusion du savoir par l'apprentissage sur le tas ou l'effet de groupe du capital humain joue un rôle sur la productivité des travailleurs, cette situation peut avoir des incidences sur la politique d'embauche ou de licenciement de l'entreprise, sur l'organisation interne de l'entreprise, sur les équipes de travail et sur la motivation des travailleurs.

Notre travail est subdivisé en quatre parties. Dans une première partie, on examine deux types de modèles de détermination salariaux en plus du modèle traditionnel mincerien : une version microéconomique du modèle de Lucas (1988) d'effets externes du capital humain et un modèle de diffusion du savoir développé par Lévy-Garboua (1994) qui révisé certaines hypothèses de la formation sur le tas du modèle néoclassique. Dans une deuxième partie, on présente les données utilisées pour l'estimation empirique des modèles et certains problèmes liés à l'information statistique disponible. Dans une troisième partie, on examine les méthodes d'estimation économétriques et les résultats qui en découlent. Dans cette partie, le modèle classique de Mincer et une version statistique du modèle avec erreurs composées ou emboîtées (un terme d'erreur représentant l'effet individuel et un terme d'erreur représentant l'effet du groupe, CSP ou entreprise) sont présentés comme des modèles de référence. La version microéconomique du modèle de Lucas est également estimée à l'aide d'un modèle à erreurs emboîtées. Enfin, le modèle non linéaire de diffusion du savoir de Lévy-Garboua est estimé par la méthode des moments généralisés (MMG). La conclusion résume les principaux résultats empiriques et on note l'intérêt, pour l'organisation de l'entreprise, de l'existence d'un effet de groupe sur la productivité. Finalement, on souligne les limites économétriques de notre analyse.

1. L'INCORPORATION DES EXTERNALITÉS DE CAPITAL HUMAIN DANS LES FONCTIONS DE GAINS INDIVIDUELS

Le capital humain, sous forme d'éducation, de formation sur le tas et d'expérience, produit dans chaque individu est, tantôt le résultat d'une demande de ce dernier (effet interne de Mincer, 1974, et Becker, 1975), tantôt celui d'une diffusion mécanique du savoir au sein de la société (effets externes de Lucas, 1988) ou d'un groupe de travail comme l'entreprise (Lévy-Garboua, 1994).

Le capital humain est un facteur déterminant des salaires dans les entreprises et les secteurs. Nous présentons une version microéconomique du modèle de

Lucas duquel nous déduisons le modèle classique mincerien comme cas particulier. Le modèle de diffusion du savoir de Lévy-Garboua est présenté par la suite. L'objectif est de développer une spécification de ces derniers modèles qui se prête à l'estimation économétrique.

1.1 Une version microéconomique des effets externes de capital humain

L'externalité est un concept utilisé aussi bien au niveau macroéconomique qu'au niveau microéconomique. Il est défini alors comme étant des avantages qui profitent à une entreprise ou à un secteur, mais qui peuvent provenir du développement d'une branche d'activité, de l'industrie dans son ensemble ou de la croissance de toute l'économie¹. De même, un individu peut bénéficier d'une externalité de capital humain s'il se trouve dans une entreprise productive ou intégré à un groupe de travail productif. En définitive, mieux vaut, pour une entreprise, se trouver entourée d'entreprises modernes qu'être isolée dans une province, ou encore mieux vaut, pour un individu, être dans une entreprise du secteur moderne et dynamique que d'être dans une entreprise du secteur traditionnel et en déclin. Les effets externes soulignent l'idée qu'on devient productif lorsqu'on évolue dans un environnement productif.

L'idée d'effets externes associés au capital humain a retenu l'attention d'économistes tels que Weisbrod (1964, 1966) dès l'apparition de la théorie du capital humain au début des années soixante. Si ces effets externes ont été identifiés, ils ont été le plus souvent difficiles à quantifier. Les premières études originales sur l'externalité du capital humain ont été sans aucun doute celles de Romer (1986) et de Lucas (1988). Ces auteurs ont guidé l'émergence de la nouvelle théorie de la croissance endogène. Dans cette théorie, la croissance à long terme est expliquée par l'endogénéité du progrès technique dans un processus de formation sur le tas (Romer) et par des effets externes de la formation du capital humain (Lucas). Dans un autre modèle, Jovanovic et Rob (1989) montrent que les individus augmentent leurs connaissances à travers les échanges d'idées dans le cadre de leur rencontre.

Dans le modèle de croissance endogène de Lucas (1988), l'effet externe du capital humain est défini simplement comme le niveau moyen de qualification qui contribue également à la productivité globale au niveau macroéconomique.

En s'inspirant du modèle de Lucas (1988), définissons une fonction de production au niveau de l'entreprise, soit :

$$y_j = Ak_j^\alpha (uh)_j^{1-\alpha} h(a)_j^\mu, \quad (1)$$

y_j est la production de l'entreprise j , k_j le capital physique, u est le nombre d'heures consacrées effectivement au travail, et h le capital humain global de

1. Marshall (1890), dans son célèbre ouvrage *Principles of Economics*, définit les économies externes par rapport aux économies internes en affirmant en outre que « les économies externes sont les économies qui profitent à une firme, qui sont indépendantes de son débit propre et qui ont pour effet de réduire ses coûts » (page 264, édition de 1962).

l'entreprise ; $h(a)_j$ le capital humain moyen de l'entreprise est introduit comme une mesure des effets externes du capital humain. A est une constante positive et α et μ sont des paramètres ($0 \leq \alpha < 1, \mu \geq 0$).

On peut définir le capital humain global de l'entreprise comme la somme des niveaux individuels pondérée par leur taux effectif de travail, et considérer qu'il intervient comme input dans la fonction de production.

En substituant $(uh)^{(1-\alpha)} = (u_1 h_1)^{(1-\alpha)} + (u_2 h_2)^{(1-\alpha)} + \dots + (u_n h_n)^{(1-\alpha)}$ dans (1), nous obtenons :

$$y_j = Ak_j^\alpha \left((u_1 h_1)^{(1-\alpha)} + (u_2 h_2)^{(1-\alpha)} + \dots + (u_n h_n)^{(1-\alpha)} \right) h(a)_j^\mu. \quad (2)$$

Cette hypothèse satisfait aux conditions d'agrégation et permet la substitution des facteurs de production k et uh ($= l$, pour le travail) si $\alpha \neq 0$. De plus, l'effet externe du capital humain est introduit lorsque $\mu \neq 0$. Utilisons l'équation (2) pour calculer la productivité marginale d'un travailleur i de l'entreprise j :

$$\frac{\partial y_j}{\partial u_i} = \frac{\partial y_j}{\partial (uh)^{(1-\alpha)}} \frac{\partial (uh)^{(1-\alpha)}}{\partial u_i} = Ak_j^\alpha (1-\alpha) (u_i h_i)^{-\alpha} h_i h(a)_j^\mu = w_{ij}.$$

Dans la dernière expression, cette productivité marginale est égalée au salaire w_{ij} de l'individu i dans l'entreprise j . En passant au logarithme népérien des deux membres de l'égalité, on aura :

$$\begin{aligned} \text{Log } w_{ij} = & \text{Log } A + \text{Log}(1 - \alpha) + \alpha \text{Log } k_j \\ & - \alpha \text{Log } u_i + (1 - \alpha) \text{Log } h_i + \mu \text{Log } h(a)_j \end{aligned} \quad (3)$$

L'équation (3) peut être vue comme une généralisation du modèle de Mincer $\alpha = \mu = 0$. La manière dont l'externalité de capital humain au sein de l'entreprise y est introduite demeure cependant largement *ad hoc*, la vertu première de cette version microéconomique du modèle de Lucas (1988) étant de fournir un test simple des hypothèses : $\alpha = \mu = 0$.

Dans le même esprit que Mincer (1974), posons

$$\text{Log } h_i = a_0 + a_1 \text{educ}_i + a_2 \text{exp } e_i + \dots,$$

et $\text{Log } h(a)_j = b_0 + b_1 \text{educ}_m_j + b_2 \text{exp } em_j + \dots,$

qui représentent respectivement les déterminants du capital humain de l'individu et du groupe auquel est affilié l'individu. Si $h(a)_j$ est une moyenne géométrique² des h_i , alors on a par construction : $a_0 = b_0, a_1 = b_1, a_2 = b_2$, etc. On obtiendra, en substituant ces expressions, la fonction du salaire individuel suivante :

$$\begin{aligned} \text{Log}(w_{ij}) = & \text{Log}(A) + \text{Log}(1 - \alpha) + \alpha \text{Log}(k_j) - \alpha \text{Log}(u_i) + a_0(1 - \alpha + \mu) \\ & + (1 - \alpha)a_1 \text{educ}_i + (1 - \alpha)a_2 \text{exp } e_i + \dots \\ & + \mu a_1 \text{educ}_m_j + \mu a_2 \text{exp } em_j + \dots \end{aligned}$$

2. $h(a)_j = (h_1 \cdot h_2 \cdot \dots \cdot h_n)^{\frac{1}{n}}$.

Cette expression est une fonction de gains prenant en compte les variables individuelles de capital humain, qui permettent de mesurer les effets internes de ces dernières sur les gains, et les variables moyennes, qui permettent de mesurer les effets externes du capital humain sur les gains.

Nous obtenons finalement la fonction de gains à estimer sous forme compacte :

$$\text{Log}(w_{ij}) = C + \lambda_1 \text{educ}_i + \lambda_2 \text{exp } e_i + \dots + \pi_1 \text{educm}_j + \pi_2 \text{exp } em_j + \dots + v_{ij} \quad (4)$$

où $C = \text{Log}(A) + \text{Log}(1 - \alpha) + \alpha \text{Log}(k) - \alpha \text{Log}(u) + a_0(1 - \alpha + \mu)$.

v_{ij} est le terme d'erreur du salaire de l'individu, une mesure des variables non observées par l'économètre.

Le capital physique de l'entreprise est considéré comme constant et on a intégré dans la constante le nombre d'heures effectivement travaillées. Remarquons que si $\mu = 0$ alors $\pi_1 = \pi_2 = 0$, et on retrouve la fonction de gains du modèle classique de Mincer (1958, 1974). Finalement, malgré le caractère relativement *ad hoc* de cette spécification, si ce modèle était le vrai modèle, on devrait vérifier que les coefficients des variables éducation et expérience sont proportionnels à ceux de l'éducation moyenne et de l'expérience moyenne avec un même facteur de proportionnalité.

L'effet externe de capital humain peut-être interprété comme un modèle de diffusion du savoir entre les membres d'un même groupe. Dans la section suivante, on présente un modèle alternatif de diffusion du savoir.

1.2 Un modèle de formation sur le tas par diffusion du savoir

Il existe trois genres d'influence dans la formation de l'individu durant sa durée de vie. La première influence directe de l'individu est la famille, où l'éducation des parents peut jouer un rôle de transmission. La seconde influence est l'école, le collège, le lycée, l'université, où l'individu reçoit un savoir formalisé, une sorte de « prêt-à-porter ». La troisième influence dans la formation de l'individu est l'entreprise, où l'individu reçoit un savoir qu'on pourrait appeler informel car il ne pourrait être dispensé que dans cette dernière. Ce savoir peut être assimilé à du « sur mesure », car l'individu doit se trouver dans l'entreprise pour le capter consciemment ou inconsciemment en regardant les autres faire. Il peut donc se transmettre entre individus par le jeu d'effets externes et d'une formation sur le tas.

L'entreprise est le lieu où l'individu se forme sur le tas, acquiert le savoir-faire et noue des relations de travail avec ses coéquipiers et son employeur. La formation de l'individu dans l'entreprise est génératrice d'externalités dans la mesure où tous les travailleurs sont, en même temps, plus ou moins émetteurs et bénéficiaires du savoir. En effet, dans une entreprise donnée, le niveau de formation de l'individu a une influence sur les connaissances de ses coéquipiers qui profitent de son savoir-faire et de ses conseils et pourront éventuellement bénéficier de gains plus élevés.

La fonction de gains de Mincer a été utilisée dans des centaines d'études de pays à différentes périodes à telle enseigne que certains auteurs redoutent que ce succès ne se transforme en dogme. Toutefois, certaines hypothèses alternatives à celles de Mincer, présentées par Lévy-Garboua (1994) dans un modèle de formation sur le tas et de diffusion du savoir, donnent une nouvelle spécification de fonction de gains où le rôle de l'entreprise est reconnu comme décisif dans les rendements de l'ancienneté et des carrières salariales. Dans ce modèle, les « nouveaux » apprennent sur le tas en regardant les plus « anciens » - ceux qui en savent plus qu'eux - et en les imitant. Dans leur étude décrivant les résultats d'une enquête auprès d'entreprises américaines, Barron *et alii* (1989) indiquent que 96 % de la formation sur le tas est dispensée de manière informelle durant les trois mois suivant l'embauche.

Le modèle de diffusion du savoir dans l'entreprise proposé par Lévy-Garboua (1994) révisé deux hypothèses classiques retenues dans les modèles de capital humain de Becker (1975) et de Mincer (1974), à savoir que :

- l'offre de formation sur le tas est élastique et
- les employés choisissent librement leur formation générale à l'intérieur de l'entreprise.

La révision de ces hypothèses montre que l'entreprise, dans la logique du contrat de travail exposé par Simon (1951), est une organisation hiérarchique dictant à ses employés la formation sur le tas qui leur est destinée à chaque période.

La structure du savoir est supposée pyramidale. Dans ce modèle, les connaissances des individus s'établissent au sein d'un triangle où le savoir de l'entreprise H est situé au sommet, le savoir du maître et de l'élève sont respectivement à des niveaux intermédiaires et enfin à la base h_0 .

Le savoir de l'entreprise est partiellement transmis aux nouveaux entrants, à l'issue de leur première période, selon l'équation :

$$h_1 - h_0 = \frac{n_0}{1 + n_0} (H - h_0), \quad (5)$$

n_0 étant le taux de diffusion du savoir dont bénéficient les nouveaux entrants ($n_0 > 0$). Le processus de diffusion du savoir s'applique à tous les échelons de la hiérarchie. Par exemple, entre les échelons $t - 1$ et t , le taux de diffusion du savoir est ($n_{t-1} > 0$), et :

$$h_t - h_{t-1} = \frac{n_{t-1}}{1 + n_{t-1}} (H - h_{t-1}) . \quad (6)$$

Si le taux de diffusion du savoir est constant à tous les échelons, on déduit sans peine de (5) et (6) par récurrence pour $t \geq 1$:

$$h_t - h_{t-1} = \frac{n}{(1 + n)^t} (H - h_0) . \quad (7)$$

Additionnant toutes les relations de récurrence (7) entre 1 et t , on débouche finalement sur la fonction de gains bruts :

$$h_t = H - \frac{H - h_0}{(1+n)^t} \quad (8)$$

que l'on peut réécrire sous la forme suivante :

$$h_t = h_0 \left[1 + \left(\frac{H}{h_0} - 1 \right) \left(1 - \frac{1}{(1+n)^t} \right) \right]. \quad (9)$$

Le savoir de l'entreprise H n'est généralement pas observé, de même que le savoir relatif H/h_0 . $\left(\frac{H}{h_0} - 1 \right)$ peut être représenté par une expression qui tient compte des variables moyennes de capital humain du groupe (entreprise ou CSP). On pose :

$$\left(\frac{H}{h_0} - 1 \right) = e^{\beta \bar{X}} \sigma_X, \quad (10)$$

où \bar{X} représente un vecteur de variables moyennes de capital humain, σ_X est l'écart-type d'un indice de capital humain au sein de l'entreprise et β un vecteur de paramètres. L'expression $\left(\frac{H}{h_0} - 1 \right)$ est strictement supérieure à 0 dans le cas où il y a une variabilité dans le capital humain des individus dans un groupe ou une entreprise. Dans le cas contraire, on a évidemment $\sigma_X = 0$, et le savoir de l'entreprise se résume au savoir commun : $H = h_0$.

En passant au logarithme de l'expression (9) et en substituant $\left(\frac{H}{h_0} - 1 \right)$ par sa valeur approximée, on aura la fonction de gains suivante :

$$\text{Log}(h_t) = \text{Log}(h_0) + \text{Log} \left[1 + e^{\beta \bar{X}} \sigma_X \left(1 - \frac{1}{(1+n)^t} \right) \right], \quad (11)$$

où t représente, dans le second membre de cette équation, l'ancienneté de l'individu dans l'entreprise.

Utilisons la fonction de gains bruts de Mincer comme déterminant du salaire à l'entrée dans l'entreprise (ou groupe de travail) : $\log(h_0) = \pi_0 + \pi_1 \text{educ} + \pi_2 \text{exp eh} + \dots$, où exp eh est l'expérience de l'individu hors entreprise, c'est-à-dire l'expérience générale moins l'ancienneté dans la dernière entreprise. Utilisons de plus les variables moyennes de capital humain (éducation et ancienneté) pour estimer l'écart relatif entre le savoir de l'entreprise et le savoir des entrants :

$$\frac{H}{h_0} - 1 = e^{(b_0 + b_1 \text{educ} + b_2 \text{ancm} + \dots)} \sigma_X.$$

On obtient pour l'individu i dans le groupe j une nouvelle fonction de gains non linéaire à laquelle on peut ajouter un terme aléatoire v_{ij} :

$$\begin{aligned} \text{Log}(h_{ij}) = r_0 + r_1 \text{educ}_i + \dots + \\ \text{Log} \left[1 + e^{(b_0 + b_1 \text{educ}_i + b_2 \text{anc}_i + \dots)} \sigma_x \left(1 - \frac{1}{(1+n)^{\text{anc}_i}} \right) \right] + v_{ij} . \end{aligned} \quad (12)$$

Dans cette perspective, l'investissement en capital humain (acquisition de qualification coûteuse) n'augmente pas uniquement les capacités productives des personnes formées mais aussi celles de leurs coéquipiers. Cette influence sur la productivité doit avoir en retour une incidence sur les salaires individuels. En d'autres termes, des personnes deviennent productives si elles évoluent dans un milieu productif. Dans cette étude, le savoir relatif de l'entreprise est mesuré par le capital humain moyen des autres individus et le taux de diffusion du savoir dans l'entreprise est représenté par le paramètre n dans l'équation (12).

Après avoir exposé les diverses spécifications du salaire qui seront estimées par la suite, nous présentons dans la section suivante les données relatives aux CSP de la compagnie canadienne et celles des entreprises de l'industrie de la région d'Alger. De plus, nous discutons de certains problèmes d'information et de mesure statistique liés aux données.

2. PRÉSENTATION DES DONNÉES STATISTIQUES

Le manque de données microéconomiques combinant les caractéristiques des entreprises aux caractéristiques individuelles a déjà été déploré par certains auteurs comme Rosen (1986) et Willis (1986) car de telles données auraient permis de fournir des explications de différentiels de salaires à travers l'effet de l'entreprise. Une exception importante est l'étude d'Abowd, Kramarz et Margolis (1994) qui utilise des données jumelées firme-travailleur. Dans notre enquête, le fait d'observer un nombre élevé de salariés, plus de quatre-vingt-dix personnes en moyenne par CSP, et plus d'une vingtaine en moyenne dans chaque entreprise dans l'industrie de la région d'Alger, nous permet de construire des variables moyennes de capital humain par entreprise et par CSP. Ainsi, on peut procéder aux vérifications empiriques de l'effet externe du capital humain sur les salaires ainsi que du modèle non linéaire de formation sur le tas par diffusion du savoir.

2.1 Les données

L'étude dispose des données suivantes :

- Pour la compagnie canadienne : le salaire horaire de l'individu, son ancienneté dans l'entreprise, son niveau éducatif, le sexe, la situation matrimoniale, son âge, etc. dans chaque CSP (programmeurs, consultants, ingénieurs, analystes, directeurs de ventes...). L'échantillon compte 2 861 salariés dans 32 CSP.
- Pour les entreprises de l'industrie de la région d'Alger, nous disposons également des données individuelles et d'entreprises. Aux variables traditionnelles (salaire, nombre de jours travaillés, niveau éducatif, ancienneté, expérience, âge, sexe, situation matrimoniale, etc.) viennent s'ajouter des variables d'entre-

prise sur le capital humain (éducation, expérience et ancienneté moyennes). L'échantillon porte sur les données individuelles de 1 007 salariés réparties dans 42 entreprises et regroupées dans quatre secteurs d'activité (industrie sidérurgique, métallique, métallurgique et électronique, bâtiment et travaux publics, agro-alimentaire et autres industries). Chaque secteur d'activité est subdivisé à son tour en secteur privé/public.

Les données statistiques de la compagnie canadienne portent sur les caractéristiques individuelles et celles de leur groupe à la date de novembre 1993, alors que les données statistiques de la région d'Alger datent de février 1992.

Nous présentons, dans le tableau 1, les symboles et définitions des variables ainsi que les statistiques descriptives.

TABLEAU 1
STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Pays ou région	Variabiles	Compagnie canadienne	Industrie de la région d'Alger
<i>Symboles</i>	<i>Définition des variables</i> Moyenne (Écart-type)	<i>Caractéristiques des individus</i> Moyenne (Écart-type)	
<i>salh</i>	salaire horaire	30,12 (5,76)	
<i>salj</i>	salaire journalier		214,85 (80,7)
<i>sexe</i>	1 pour les hommes 0 pour les femmes	0,624	0,881
<i>marié</i>	1 marié, 0 si non	0,672	0,732
<i>sitmsd</i>	1 si séparé ou divorcé	0,100	
<i>educ</i>	années d'études		8,05 (4,62)
<i>prim</i>	niveau primaire	0,036	0,381
<i>moyen</i>	niveau moyen		0,354
<i>second</i>	niveau secondaire	0,488	0,134
<i>coll</i>	niveau collège	0,260	
<i>univ</i>	niveau universitaire	0,212	0,130
<i>dlent</i>	niveau éducatif avec interruption	0,259	
<i>dnormal</i>	niveau éducatif sans interruption	0,735	
<i>drapide</i>	niveau éducatif acquis rapidement	0,0059	
<i>anc</i>	ancienneté	19,31 (8,04)	12,43 (8,36)
<i>expeh</i>	expérience hors entreprise	3,92 (4,23)	5,26 (7,37)
<i>dcoll</i>	proportion des individus du niveau collège du groupe	0,260 [0,043 ; 0,596]	
<i>duniv</i>	proportion des individus du niveau univ. du groupe	0,212 [0,0 ; 0,957]	
<i>educm</i>	éducation moyenne du groupe		8,05 [3,72 ; 13,54]
<i>ancm</i>	ancienneté moyenne du groupe	19,31 [5,87 ; 28,04]	12,43 [1,3 ; 23,6]
<i>ecanc</i>	écart-type de l'ancienneté du groupe	7,10 [4,49 ; 8,81]	7,05 [2,51 ; 11,42]
<i>tent</i>	taille des groupes	82,93 [10 ; 365]	28,54 [10,0 ; 58,0]
<i>sjur</i>	1 si secteur public 0 si secteur privé		0,67
<i>nbr obs</i>	nombre d'observations	2 861	1 007

NOTE : [] : [minimum, maximum]

Dans l'échantillon de la compagnie canadienne, le salaire moyen maximum représente près de 1,8 fois le salaire minimum. Il y a 62,4 % de personnes de sexe masculin, 67,2 % de personnes mariées, 3,6 % ayant un niveau primaire, 48,8 % ayant un niveau secondaire, 26 % ayant un niveau de collège et 21,2 % ayant un niveau universitaire. L'ancienneté moyenne est de 19,3 années avec un écart-type de 8,04 et l'expérience hors de l'entreprise représente 3,92 années avec un écart-type de 4,23.

Dans l'échantillon de la région d'Alger, 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 73,2 % 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 relativement élevée de 18 années et l'ancienneté moyenne de 12,5 années.

Si on compare les données statistiques de la compagnie canadienne avec celles de l'industrie de la région d'Alger, on relève trois faits notables. Premièrement, on constate l'importance des salariés de sexe féminin qui représentent près de 48 % dans la compagnie canadienne mais seulement le quart dans l'industrie de la région d'Alger. Deuxièmement, le niveau éducatif par cycle est plus élevé dans la compagnie canadienne mis à part le niveau secondaire et moyen qui sont équivalents. On remarque également la faiblesse du niveau primaire qui représente 3,6 % dans la compagnie canadienne alors qu'il est 10 fois plus élevé dans l'industrie de la région d'Alger dont 10 % ayant 0 année de scolarité. Troisièmement, le taux de l'ancienneté dans l'entreprise est beaucoup plus élevé dans la compagnie canadienne où il atteint les 80 % de l'expérience générale alors que ce taux est de 60 % dans l'industrie de la région d'Alger.

Les travailleurs de l'entreprise canadienne qui ont une plus grande ancienneté que leurs homologues de la région d'Alger ont-ils une vie active plus longue ? On ne peut l'affirmer avec certitude car l'emploi informel est plus important en Algérie, de surcroît dans la région d'Alger par rapport au Canada.

Toutefois la comparaison qu'on a effectuée n'est pas chose aisée car on a, d'une part une seule entreprise canadienne de grande taille et, d'autre part, plusieurs dizaines d'entreprises algériennes de différentes branches d'activité et de différentes tailles.

2.2 Problèmes d'information et de mesure statistique

Nous avons déjà noté le caractère particulier de notre étude avec des données de CSP pour une seule entreprise (canadienne) et l'utilisation de données individuelles par entreprise provenant de l'Algérie.

Il faut cependant relever des problèmes relatifs aux données statistiques et à leurs mesures dans l'économie algérienne et un problème lié à l'échantillon dans la compagnie canadienne.

Dans l'économie algérienne, 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 qu'au 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. Tous ces avantages sociaux ont été partiellement ou globalement remis en cause par les employeurs depuis la restructuration de l'économie algérienne opérée depuis 1988.

Une autre difficulté concerne la définition du secteur public et du secteur privé des entreprises algériennes. *Stricto sensu*, le secteur public représente 70 % de notre échantillon. Cependant, ce qu'on définit comme secteur privé en Algérie a été souvent soumis à une réglementation rigide des pouvoirs publics en matière d'importation d'inputs, de crédits etc., rendant la distinction du secteur public avec le secteur privé difficile. On peut aussi se demander si le secteur public n'est pas une variable endogène dans notre modèle. Les individus choisissent-ils de travailler dans le secteur public ou le secteur privé ? S'il y a un excédent de l'offre par rapport à la demande dans ces deux secteurs, les employeurs des secteurs public et privé sélectionnent-ils leurs travailleurs ? Un traitement adéquat de ces questions est particulièrement difficile dans le cadre des données de panel non cylindriques. Nous allons faire l'hypothèse que cette sélection est aléatoire, reconnaissant néanmoins que cette question demeure ouverte dans le cadre de ce présent travail.

Dans l'entreprise canadienne, un problème analogue de sélection concerne l'échantillon retenu. En effet, certains individus dans l'entreprise ne sont pas affiliés à des groupes traditionnels de CSP, ou formeraient des groupes trop peu nombreux pour qu'on puisse en tenir compte. Ici, nous avons choisi d'exclure de l'échantillon final les individus qui ne sont pas rattachés à un groupe significatif.

3. LES MÉTHODES D'ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE ET LES RÉSULTATS

La nature de nos données fait que des individus qui sont dans un groupe donné (CSP ou entreprise) partagent une ou plusieurs caractéristiques communes comme, par exemple, la structure organisationnelle, le savoir de l'entreprise ou d'autres caractéristiques inobservables comme la « culture d'entreprise » ou une adhésion à une certaine éthique professionnelle dans une CSP. Ces éléments influent nécessairement sur la méthode d'estimation retenue.

Notre point de départ est le modèle de Mincer. Ce modèle ne tient pas compte explicitement des effets externes et de la diffusion du savoir. Nous présenterons les résultats originaux de l'estimation du modèle de Mincer et une version statistique de ce modèle à l'aide d'une spécification économétrique à erreurs emboîtées, afin de tenir compte de la nature spécifique de nos données. Une spécification alternative pour l'estimation du modèle statistique de Mincer serait un modèle à effets fixes.

Par la suite, nous estimons notre version microéconomique du modèle de Lucas. Ici, il est impératif que le modèle à erreurs emboîtées soit retenu si on veut introduire explicitement des variables de groupe. Il est intéressant de remarquer que, si certaines variables explicatives du modèle de Mincer à erreurs emboîtées sont corrélées avec le terme aléatoire du groupe, nous pourrions alors utiliser la correction de Mundlak (1978) et déduire, par des considérations économétriques, le modèle microéconomique de Lucas du modèle statistique de Mincer. Notre approche s'inscrit dans la longue tradition des travaux empiriques sur données de panel ou de groupe réalisés par Balestra et Nerlove (1969), Salvas-Bronsard (1978), Moulton (1986), Montmarquette et Mashedjian (1989), et Borjas (1995).

Dans le cas d'un modèle non linéaire comme le modèle de formation sur le tas et diffusion du savoir, il n'est pas facile de tenir compte du caractère groupé de nos données. Un tel groupement introduit un problème d'hétéroscédasticité. Nous utilisons la méthode des moments généralisés avec correction de l'hétéroscédasticité par la généralisation de White (1980) pour estimer ce modèle.

3.1 Estimation du modèle mincierien classique et statistique

La formulation classique du modèle mincierien ignorant les effets de groupe, l'hypothèse sur les termes d'erreurs y est faite uniquement sur des individus. Les colonnes (1) et (5) du tableau 2 rapportent les résultats de l'estimation par moindres carrés de ce modèle classique pour les données canadiennes et algériennes.

Lorsqu'on rectifie ce modèle, pour tenir compte d'un effet de groupe, en décomposant simplement le terme d'erreur entre les niveaux respectifs de l'individu et du groupe (CSP ou entreprise), on obtient un modèle à erreurs emboîtées. Cette méthode permet d'expliquer, dans la variance inexpliquée, la part qui revient à l'effet individuel et celle qui est due à l'effet de groupe.

Ce modèle à erreurs emboîtées s'applique également à des groupes d'individus qui appartiennent à des groupes de travail, des entreprises ou des secteurs, à des ménages rattachés à des villes ou des régions, des pays affiliés à des groupements régionaux, etc. On peut aussi concevoir un modèle à erreurs emboîtées comportant plusieurs niveaux de stratification, tel que l'individu dans un groupe de travail, dans une entreprise, dans un secteur d'activité, dans une région, dans un groupement régional. En ce qui nous concerne, nous allons retenir un modèle emboîté à une seule composante : l'individu dans des groupes de travail (CSP) d'une entreprise canadienne, et l'individu dans des entreprises de l'industrie de la région d'Alger.

Reprenons la fonction de gains de Mincer, en distinguant entre ancienneté et expérience hors de l'entreprise et en ajoutant un vecteur Y_i de caractéristiques personnelles (sexe, statut matrimonial, etc...) :

$$\text{Log}(w_{ij}) = \lambda_0 + \lambda_1 \text{educ}_i + \lambda_2 \text{anc}_i + \lambda_3 \text{anc}_i^2 + \lambda_4 \text{exp eh}_i + \dots + Y_i \beta + v_{ij}, \quad (13)$$

i désigne l'individu et j la CSP ou l'entreprise; v_{ij} un terme d'erreur que l'on décompose en une composante de groupe (CSP ou entreprise) ε_j et une composante de l'individu dans la CSP ou l'entreprise ζ_{ij} , soit : $v_{ij} = \varepsilon_j + \zeta_{ij}$

Ces termes d'erreurs sont supposés de moyennes nulles : $E(\varepsilon_j) = E(\zeta_{ij}) = 0$, homoscédastiques : $E(\varepsilon_j^2) = \sigma_\varepsilon^2$, $E(\zeta_{ij}^2) = \sigma_\zeta^2$, et non corrélés. Les variables explicatives sont également supposées non corrélées avec les termes d'erreur.

Comme nos données ne sont pas cylindrées (*unbalanced data*), il faut apporter une correction d'hétéroscédasticité et l'estimation de ce modèle est réalisée à l'aide des moindres carrés généralisés, MCG. Cette méthode d'estimation appliquée à un échantillon non cylindré a été développée par Baltagi (1985) et Wansbeek et Kapteyn (1989)³. Les résultats obtenus pour ce modèle sont présentés au tableau 2, dans la colonne (2) pour les données canadiennes et la colonne (6) pour les données algériennes⁴.

Toutes les variables sont significatives pour l'entreprise canadienne au seuil de 1 % à 5 %, à l'exception de la situation matrimoniale. Le pouvoir explicatif du modèle atteint 24,8 % (pseudo R^2). Le taux de rendement d'études universitaires (*univ*) est supérieur à 5 %, et un travailleur qui aurait tardé à terminer ses études (*dlent*) est pénalisé de 0,7 %. L'ancienneté (*anc*) profite au travailleur jusqu'à 26 années pour décliner faiblement par la suite. La part inexplicquée de la variance du (*log*) salaire est imputable à 84,9 % à l'effet de groupe, ce qui suggère que les membres d'un groupe CPS de l'entreprise canadienne partagent une série de situations et de caractéristiques non mesurées par notre étude. Finalement, on note que les rendements de l'éducation, de l'expérience hors entreprise et de l'ancienneté sont, dans cette version, nettement inférieurs à ceux obtenus par le modèle classique mincierien.

Quant aux entreprises de l'industrie de la région d'Alger, toutes les variables sont significatives au seuil de 1 % à 5 %, à l'exception de la variable éducation (*educ*) qui n'est significative qu'au seuil de 8 %, (*educ2*) est par ailleurs significative à 1 %). Le pouvoir explicatif du modèle avoisine les 54 %. Le taux de rendement marginal de l'éducation (pris à la moyenne) est de 3,5 %. Le profil logarithmique de l'ancienneté-gains est concave. Cette concavité démontre une décroissance de l'effet de l'ancienneté sur les salaires à partir de 54 ans. Le rendement de l'ancienneté est nettement supérieur pour les travailleurs algériens que pour les canadiens. Ce rendement élevé de l'ancienneté en Algérie a déjà été constaté par Chennouf (1995). Il en est de même de l'expérience acquise hors entreprise marginalement plus rentable en Algérie. Les hommes perçoivent, toutes choses égales par ailleurs, 16 % de plus (moins de 4,5 % pour les données canadiennes) que les femmes. Le secteur public rémunère 9,6 % de plus que le

3. Un exposé de la méthode est présenté par Greene (1993), Baltagi (1995) et Guillotin et Sevestre (1995)

4. Toutes les estimations de ce texte ont été réalisées à l'aide du logiciel LIMDEP, version 7.0.

TABLEAU 2
DÉTERMINANT SALARIAUX

Modèle variable	CANADA				ALGÉRIE			
	Mincer (classique)	Mincer (statistique)	Effets Externes	Diffusion	Mincer (classique)	Mincer (statistique)	Effets Externes	Diffusion
<i>sexe</i>	0,0371 ^a (0,0048)	0,0424 ^a (0,0034)	0,0423 ^a (0,0012)	0,0374 ^a (0,0066)	0,1936 ^a (0,0256)	0,1694 ^a (0,0247)	0,1700 ^a (0,0236)	0,1250 ^a (0,037)
<i>simsd</i>	0,00615 (0,0085)	-0,00283 (0,0055)	-0,00275 (0,0020)					
<i>marie</i>	0,01228 ^b (0,0059)	0,000142 (0,031)	-0,000006 (0,0014)		0,1972 ^a (0,022)	0,1312 ^a (0,0207)	0,1214 ^a (0,0197)	
<i>educ</i>					0,00658 (0,0054)	0,00906 ^c (0,00511)	0,0102 ^b (0,0049)	0,0498 ^a (0,0068)
<i>educ2</i>					0,00187 ^a (0,00029)	0,00163 ^c (0,00027)	0,00158 ^a (0,0025)	
<i>coll</i>	0,0398 ^a (0,0055)	0,0183 ^a (0,0036)	0,0202 ^a (0,0015)	0,0211 ^a (0,0085)				
<i>univ</i>	0,1551 ^a (0,0069)	0,0521 ^a (0,0049)	0,0560 ^a (0,0019)	0,1076 ^a (0,0282)				
<i>lent</i>	-0,01650 ^a (0,0053)	-0,00710 ^a (0,0034)	-0,00691 ^a (0,0012)	-0,00932 ^a (0,0044)				
<i>expeh</i>	0,00261 ^a (0,00057)	0,00161 ^a (0,00037)	0,00159 ^a (0,00013)	0,00295 ^a (0,00066)	0,008276 ^a (0,0024)	0,0142 ^a (0,0023)	0,0145 ^a (0,0022)	0,00875 ^a (0,0019)
<i>expeh2</i>					-0,000232 ^a (0,000080)	-0,000265 ^a (0,000074)	-0,000267 ^a (0,000071)	
<i>anc</i>	0,0274 ^a (0,0018)	0,0188 ^a (0,00081)	0,0188 ^a (0,00030)		0,0205 ^a (0,0033)	0,0215 ^a (0,0032)	0,0212 ^a (0,0030)	
<i>anc2</i>	-0,000471 ^a (0,000029)	-0,000355 ^a (0,000019)	-0,000355 ^a (0,000070)		-0,000163 ^c (0,000097)	-0,000199 ^b (0,000091)	-0,000197 ^b (0,000087)	
<i>sjur</i>					0,0825 ^a (0,0178)	0,0967 ^b (0,0413)	0,0381 (0,046)	
<i>lnjt</i>					0,8775 ^a (0,0848)	0,9437 ^a (0,0762)	0,9408 ^a (0,0725)	0,8316 ^a (0,101)
<i>educm</i>							0,0281 ^a (0,0091)	0,0209 (0,134)
<i>dcoll</i>			0,2460 ^a (0,0734)	-0,3874 (0,605)				
<i>duniv</i>			0,4988 ^a (0,0622)	0,5946 (0,412)				
<i>ancm</i>			0,0115 ^a (0,003)	0,1275 ^a (0,0274)			0,0125 ^a (0,0049)	0,1567 ^a (0,080)
<i>n(paramètre)</i>				0,2694 ^b (0,116)				0,1300 ^a (0,064)
<i>cte (b₀)</i>				-5,084 ^a (0,480)				-4,721 ^a (2,29)
<i>const.</i>	2,945 ^a (0,0123)	3,111 ^a (0,018)	2,695 ^a (0,0128)	2,866 ^a (0,0509)	4,890 ^a (0,288)	4,680 ^a (0,261)	4,342 ^a (0,265)	4,945 ^a (0,354)
<i>R² ou Pseudo R²</i>	0,327	0,247	0,484		0,545	0,534	0,557	
<i>MMG</i>				3,295				14,669

NOTES : a : significatif à 1%
b : significatif à 5%
c : significatif à 10%

Instruments : Canada : *sexe, marié, séparé, divorcé, dnormal* (niveau éducatif sans interruption), *dent, coll, univ, coll * sexe, univ * sex, anc, anc², anc³, expeh*.

Algérie : constante, *educ > 13, educ > 13 * sexe, (expeh)², (expeh)³, (expeh)⁴, anc, (anc)², (anc)³, (anc)⁴, (anc)⁵, lnjt, (lnjt)², (lnjt)³, années de chômage sur la vie active, anc*sexe, diplôme du secondaire ou primaire, diplôme du supérieur, *edanc1 = (educ * anc)², (edanc1)², (edanc1)³, (edanc1)⁴.**

Nombre d'observations : Canada : 2861; Algérie : 1007

secteur privé. La part inexpliquée de la variance du (*log*) du salaire algérien est imputable à 46,7 % à l'effet de groupe. Cette valeur reste importante mais, comme il s'agit de données d'entreprises relativement à des données de CPS, elle est très inférieure à celle obtenue pour la compagnie canadienne⁵. Finalement, les différences de résultats entre le modèle mincerien classique et le modèle statistique sont moins importantes pour le cas algérien que pour le cas canadien.

3.2 L'estimation du modèle d'effets externes du capital humain

Dans les fonctions de gains, les premiers travaux effectués sur les effets de groupe ont débuté vers la fin des années quatre-vingt. En effet, disposant de bases de données de plus en plus diversifiées et après avoir contrôlé les caractéristiques individuelles, plusieurs études ont ajouté des variables moyennes pour expliquer les différentiels de salaires intersectoriels : Dickens et Katz (1987), Krueger et Summers (1988), Heywood (1991), Blanchflower et Oswald (1994).

Par la suite, ces différentiels de salaires ont été régressés sur des variables moyennes sectorielles pour la vérification de l'externalité du capital humain. Au niveau sectoriel d'un pays, Winter-Ebmer (1993) a présenté des résultats économétriques en testant l'hypothèse de Lucas d'effets externes de capital humain. Selon l'auteur, les idées sont disséminées à travers l'imitation et la mobilité du facteur travail hautement qualifié dans les industries qui possèdent des technologies de production similaires. Il montre l'impact des effets externes de capital humain sur les salaires en utilisant une procédure économétrique en deux étapes sur des données autrichiennes par industrie. La procédure utilisée par Winter-Ebmer consiste à régresser les salaires sur des effets fixes des secteurs et de régresser dans une seconde étape les coefficients estimés des variables sectorielles sur des variables moyennes de capital humain.

D'autres applications de l'approche de Lucas ont été réalisées. Par exemple, Rauch (1993) a étudié les effets externes de capital humain sur les gains de productivité au niveau régional d'un pays et Henderson, Kuncoro et Turner (1995) ont testé les externalités des industries dans les régions. Cette hypothèse d'externalité a également été utilisée par Borjas (1995) dans l'étude des performances socio-économiques d'un panel de groupes ethniques d'une génération à l'autre pendant des générations.

Au niveau microéconomique, un récent travail de Chennouf (1995) pour l'Algérie a été effectué sur les effets externes de capital humain au niveau de l'entreprise par l'utilisation de la méthode économétrique en deux étapes.

5. Pour leur part, Abowd, Kramarz et Margolis (1994) trouvent qu'une grande partie de la variance non expliquée des salaires est due à l'hétérogénéité non observée des individus plutôt que l'hétérogénéité non observée des firmes.

Le modèle à erreurs emboîtées se prête particulièrement bien à la mesure de l'effet externe du capital humain à l'aide des variables moyennes de groupe. Il évite le problème de multicollinéarité d'un modèle à effets fixes avec des variables de groupe et présente des estimateurs plus efficaces que la méthode en deux étapes⁶. Notons que, pour le calcul des variables moyennes, nous avons exclu la contribution de l'individu à la moyenne de son groupe. Cette correction, conforme à l'idée d'effet externe, peut être assez importante dans le cas des petits groupes⁷.

Reprenons les éléments de l'équation (4) de notre version microéconomique du modèle de Lucas qui généralise l'équation (13) :

$$\begin{aligned} \text{Log}(w_{ij}) = & C + \lambda_1 \text{educ}_i + \lambda_2 \text{anc}_i + \lambda_3 \text{anc}_i^2 + \lambda_4 \text{exp eh}_i + \dots \\ & + \pi_1 \text{educm}_j + \pi_2 \text{ancm}_j + \dots + Y_i \beta + v_{ij}, \end{aligned} \quad (14)$$

avec $v_{ij} = \varepsilon_j + \zeta_{ij}$. Sous de bonnes conditions, une estimation efficace de l'équation (14) se fait comme précédemment. Avant d'en commenter les résultats qui sont rapportés au tableau 2, il est intéressant de noter le point suivant. Revenons au modèle de Mincer et supposons que les termes d'erreurs du groupe (CSP et entreprise) ne sont pas indépendants des variables explicatives, c'est-à-dire que $E(\varepsilon_j / X_{ij}) \neq 0$. Dans ce cas, posons à l'instar de Mundlak (1978) que le terme d'erreur du groupe dépend des variables moyennes explicatives. En d'autres termes : $\varepsilon_j = \delta \bar{X}_j + \mu_j$, où μ_j est un effet de groupe indépendant des \bar{X}_j qui sont des variables moyennes de capital humain, par exemple. En substituant cette dernière expression dans le modèle à erreurs emboîtées (ou effets aléatoires) de Mincer, nous obtenons l'expression suivante :

$$\text{log}(w_{ij}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{educ}_i + \dots + Y_i \beta + \pi \bar{X}_j + \mu_j + \zeta_{ij}.$$

Sous cette hypothèse, Mundlak (1978) a montré que la dichotomie entre effets fixes et effets aléatoires disparaît, donnant pour les coefficients α et β les mêmes estimés. Maddala (1987) montre comment récupérer le coefficient π , le paramètre d'intérêt du modèle d'effets externes.

L'introduction de variables moyennes est, ici, justifiée par des considérations d'ordre économétrique, et non pour des considérations de théorie économique comme dans notre version microéconomique du modèle de Lucas d'effets externes du capital humain. Il s'avère que la spécification finale des deux modèles demeure la même.

Les résultats du modèle, rapportés aux colonnes (3) et (7) du tableau 2, montrent que toutes les variables moyennes ont un effet positif sur les gains aussi bien dans l'entreprise canadienne que dans les entreprises de l'industrie de la région

6. Voir, sur ce thème d'effets de groupe, les études de Montmarquette et Mashseredjian (1989) et Borjas (1995).

7. En théorie, cette correction peut réduire la colinéarité entre les variables moyennes et les effets fixes d'un modèle à effets fixes. En pratique, il n'en est pas ainsi.

d'Alger. Pour les données canadiennes, l'effet de ces dernières variables sur les salaires individuels est relativement important. L'ancienneté moyenne⁸, par exemple, exerce un effet positif sur le salaire qui correspond à la moitié de l'effet de l'ancienneté individuelle. Faire partie d'un groupe qui compte 20 % d'universitaires, par exemple, (en s'excluant soi-même de cette proportion) ajoute 10 % à son salaire relativement à un individu membre d'un groupe qui ne compte aucun universitaire. On notera cependant que les coefficients des autres variables du modèle sont très proches des coefficients obtenus du modèle statistique mincierien. Le pseudo R_2 s'est nettement amélioré, alors que la part de la variance non expliquée du (*log*) salaire imputable à l'effet de groupe s'abaisse à 73,6 % contre 84,9 % pour le modèle de Mincer⁹.

Les résultats avec les données algériennes montrent également un effet externe important du capital humain sur la productivité et les salaires. Le rendement d'une unité additionnelle de capital humain moyen pour les travailleurs algériens d'une entreprise représentative est de 2,8 % et celui de l'ancienneté moyenne est de 1,25 %. Sauf pour le secteur public dont le coefficient n'est plus significatif, les coefficients des autres variables du modèle mincierien de base demeurent inchangés. La qualité de l'ajustement du modèle aux données s'est marginalement améliorée, et la part de la variance non expliquée du (*log*) salaire imputable à l'effet de groupe est de 43,6 % contre 46,7 % pour le modèle à erreurs emboîtées de Mincer.

Malgré l'intérêt statistique de ces résultats, ils ne supportent pas notre version microéconomique du modèle de Lucas. En effet, rappelons qu'en supposant que le modèle de l'équation (1) soit le vrai modèle, et que $h(a)$, soit une moyenne géométrique des h_i , on doit vérifier que les coefficients des variables éducation et ancienneté sont proportionnels à ceux de l'éducation moyenne et de l'ancienneté moyenne. Ce n'est pas le cas, en particulier pour les données algériennes. On se retrouve en possession d'un modèle économétrique dénué d'interprétation théorique. On ne peut faire l'économie d'un modèle bien spécifié de diffusion du savoir.

3.3 L'estimation du modèle de diffusion du savoir

Le modèle de diffusion du savoir développé par Lévy-Garboua (1994) tire ses origines d'une logique simonienne où une organisation hiérarchique du savoir permet aux employés de la firme de bénéficier progressivement de ce savoir accumulé. Nous présentons dans cette étude les premières estimations de ce modèle. Bien que le modèle nécessite des données microéconomiques, la difficulté réside dans l'observation du savoir de l'entreprise. Les données algériennes d'entreprise supposent un savoir différencié par entreprise et les données

8. L'ancienneté moyenne au carré n'est jamais significative et a été exclue de la régression.

9. Signalons que les statistiques *t* relativement élevés des coefficients des variables ancienneté et ancienneté au carré peuvent suggérer une corrélation entre ces variables et les résidus du modèle.

canadiennes un savoir différencié par catégorie socioprofessionnelle. La question qui se pose est de voir si le savoir du groupe (CSP, entreprise) influence la productivité marginale de chaque travailleur, c'est-à-dire son salaire.

Nous avons postulé dans une section précédente que le savoir relatif de la CSP ou de l'entreprise $\left(\frac{\mu}{h_0} - 1\right)$ s'exprime comme une fonction d'un vecteur de variables moyennes de ces groupes (\bar{X}) corrigés d'un paramètre de variation du capital humain des individus dans les groupes (σ_X). La valeur retenue ici pour ce paramètre est l'écart-type de l'ancienneté au sein du groupe j , notée σ_j . Rappelons également que les autres éléments de cette équation, outre ceux associés au paramètre du taux de diffusion du savoir, concernent les déterminants du savoir initial, h_0 , c'est-à-dire du salaire à l'entrée. Seuls les éléments connus à cette période tels que le sexe de l'individu, son éducation et son expérience antérieure sur le marché du travail sont retenus. De là, nous avons obtenu l'équation :

$$\begin{aligned} \text{Log}(h_{ij}) = r_0 + r_1 \text{educ}_i + r_2 \text{exp} \text{eh}_i + \dots + \\ \text{Log} \left[1 + \exp(b_0 + b_1 \text{educ}_j + b_2 \text{anc}_j) \sigma_j \left(1 - \frac{1}{(1+n)^{\text{anc}_i}} \right) \right] + \mu_{ij}. \end{aligned} \quad (15)$$

Ce modèle est non linéaire dans les paramètres¹⁰. Les données sont empilées et formées de plusieurs groupes avec un nombre non cylindré d'observations.

La méthode d'estimation retenue est celle des moments généralisés (MMG) avec correction de l'hétéroscédasticité par l'estimateur de White. Elle consiste à minimiser l'expression suivante par rapport aux paramètres θ de l'équation (15) :

$$\text{Min}_{\theta} \mu(\theta)' Z(Z' \Omega Z)^{-1} Z' \mu(\theta)$$

où $\mu(\theta)$ est la colonne des résidus de l'équation (15) de la forme :

$$\mu(\theta) = y_i - F(X_i, \theta),$$

et Ω est la valeur espérée de $w = \frac{1}{N} \sum_i z_i \varepsilon_i^2 z_i$.

Cette dernière matrice doit être estimée à l'aide de valeurs initiales. Chaque colonne de Z est formée d'instruments satisfaisant un certain nombre de conditions dites d'orthogonalité. Par exemple, les instruments ne doivent pas être corrélés avec le terme d'erreur¹¹. Toute la difficulté de la méthode consiste à trouver de tels instruments.

10. Les premières estimations par moindres carrés non linéaires avec des données empilées (*pooled data*) ont donné des coefficients statistiquement très significatifs (résultats non rapportés), mais sans permettre de convergence en introduisant des effets fixes de groupe.

11. Voir Greene (1995 : 377) pour les détails techniques d'estimation et Hamilton (1994, chap. 14) pour une présentation générale de la méthode des MMG.

Les résultats des estimations sur les données canadiennes et algériennes pour le modèle du taux de diffusion du savoir sont rapportés respectivement dans les colonnes (4) et (8) du tableau 2.

Pour l'entreprise canadienne, on remarque que les variables moyennes qui approximent le savoir relatif de l'entreprise sont significatives au seuil de 1 % pour l'ancienneté moyenne mais seulement au seuil de 15 % pour le niveau universitaire moyen. Le savoir relatif est donc très lié à l'expérience moyenne sur le tas des employés. Les coefficients des variables déterminant le savoir de base et le salaire à l'entrée des employés, h_0 , ont les signes attendus avec des valeurs assez voisines, même très semblables pour le modèle classique mincerien, de celles obtenues des modèles précédents pour les variables sexe, niveau d'éducation collégiale (*coll*), niveau éducatif acquis avec retard (*dlent*) et expérience hors de l'entreprise (*expeh*). Le modèle classique de Mincer, se concentrant sur les effets individuels plutôt que les effets de groupe, apparaît comme une bonne approximation des effets du savoir de base. Pour la variable d'éducation de niveau universitaire (*duniv*), ce modèle suggère que le rendement des études universitaires sur le salaire d'entrée est de 10 % supérieur à celui d'un travailleur possédant un niveau d'éducation primaire. Ce rendement est inférieur à celui du modèle classique de Mincer, mais nettement supérieur aux estimés des autres modèles. Il faut souligner toutefois que, dans les modèles précédents, l'effet de ces variables est interprété comme affectant les salaires actuels et non les salaires à l'entrée.

Le modèle permet aussi d'estimer le savoir relatif de l'entreprise H/h_0 à 1,54 - en se servant de l'équation (10) - et le taux de diffusion du savoir n à 27 %. Cette dernière valeur est statistiquement très significative. Mais on obtient une description plus intuitive de la vitesse de diffusion du savoir en calculant au moyen de l'équation (8), l'ancienneté requise pour qu'un individu s'approprie le savoir du groupe à 50 % ou à 95 %, par exemple. On obtient ainsi :

$$t_{0,50} \equiv \frac{\log 2}{\log(1+n)} = 2,90; \quad t_{0,95} \equiv \frac{\log 20}{\log(1+n)} = 12,50.$$

Enfin, ces résultats confirment la suggestion théorique de Lévy-Garboua (1994, figure 3) que le rendement marginal de l'expérience décroît beaucoup plus rapidement que ne l'impliquent les fonctions de gains quadratiques des modèles précédents. À titre d'exemple, les rendements de l'ancienneté avec les données canadiennes sont respectivement de 11,5 %, 8,1 % et 4,4 % ($R_t = \frac{h_t - h_{t-1}}{h_{t-1}}$), estimés à partir de (7) et (8), pour la première, deuxième et troisième année d'ancienneté comparativement à 2,6 %, 2,5 % et 2,4 % du modèle classique mincerien. Les courbes de rendement se croisent à la huitième année d'ancienneté.

Bien qu'asymptotiquement moins efficace que le maximum de vraisemblance, l'estimation par la méthode des moments généralisés est relativement robuste aux écarts d'hypothèse de normalité. Il demeure qu'il n'est pas toujours

évident d'identifier et de trouver les instruments appropriés. Les résultats obtenus avec les données canadiennes se sont avérés relativement robustes aux diverses simulations que nous avons réalisées, notamment sur la valeur et le niveau de significativité statistique du taux de diffusion du savoir¹². Si on continue de s'interroger sur l'efficacité d'un test portemanteau sur la validité des instruments et la spécification, en particulier dans le contexte des fonctions non linéaires, on compare souvent la valeur calculée du critère du MMG à un χ^2 théorique avec $(l - k)$ degrés de liberté (l est le nombre d'instruments et k le nombre de paramètres estimés), pour accepter l'hypothèse H_0 du modèle tel que spécifié (test de Hansen-Sargan).

Le critère MMG obtenu (MMG_c du tableau 2) indique que nous acceptons H_0 dans le cas des données canadiennes¹³. Une approche heuristique pour vérifier l'exogénéité des instruments avec les résidus du modèle consiste à régresser les résidus estimés sur les instruments utilisés dont la liste est rapportée au tableau 2. Les résultats de cette régression indiquent qu'aucun coefficient n'est statistiquement significatif pour les instruments avec un R^2 de 0,0025.

Les résultats du modèle de diffusion du savoir sur les données algériennes sont également intéressants. Des variables moyennes qui approximent le savoir relatif, seule, comme le cas canadien, l'ancienneté moyenne est statistiquement significative au seuil de 5 %. Le savoir relatif de l'entreprise est donc très lié à la formation sur le tas des travailleurs. Les coefficients des variables mesurant le savoir de base h_0 , et les autres déterminants du salaire à l'entrée sont tous statistiquement significatifs, et généralement de valeurs comparables aux modèles précédents à une exception près. Comme pour les données canadiennes, les rendements de l'éducation et de l'expérience hors entreprise évalués aux valeurs moyennes de ces variables sont très comparables entre le modèle de diffusion et le modèle classique de Mincer. Pour l'éducation, ces valeurs respectives sont 4,98 % et 3,67 %, et pour l'expérience hors entreprise de 0,70 % et 0,87 %. Notons que ces valeurs sont très différentes de celles, par ailleurs très semblables entre elles, du modèle statistique mincierien et du modèle d'effets externes.

La valeur estimée du savoir relatif de l'entreprise H/h_0 est de 1,51 et celle du taux de diffusion du savoir, n , est de 13 %, statistiquement significative à 5 %. Elle est inférieure de moitié à celle obtenue avec les données canadiennes d'une seule entreprise. Ce taux implique qu'il faut 5,67 années d'ancienneté à un travailleur moyen algérien pour assimiler 50 % du savoir du groupe et 24,51 années d'ancienneté pour obtenir 95 %. Ici encore, le rendement marginal de l'expérience

12. L'ajout de la variable statut marital (marié ou non marié), par exemple, comme déterminant socio-économique laisse l'ensemble des paramètres inchangés alors que le taux de diffusion du savoir n atteint 0,3593 avec une statistique t de 1,812. Comme le modèle théorique n'introduit pas cette variable autrement que pour des considérations *ad hoc*, nous préférons la retenir comme instrument plutôt que d'en faire une variable déterminante du modèle de diffusion du savoir.

13. $\chi^2_1(0,05,3) = 7,81$; $\chi^2_c(0,05,3) = 3,29$.

décroît plus rapidement que ne l'impliquent les fonctions de gains quadratiques des modèles précédents, bien que moins rapidement que pour le cas canadien. Les rendements de l'ancienneté avec les données algériennes sont respectivement de 5,87 %, 4,90 % et 4,14 % pour la première, deuxième et troisième année d'ancienneté comparativement à 2,02 %, 1,98 % et 1,95 % du modèle classique mincierien. Les courbes de rendement se croisent également vers la huitième année d'ancienneté comme pour le cas canadien.

Le critère *MMG* (MMG_c du tableau 2) indique que nous acceptons H_0 dans le cas des données algériennes¹⁴, et les résultats de la régression des résidus estimés sur les instruments utilisés montrent qu'aucun coefficient statistiquement n'est significatif avec un R^2 de 0,0299¹⁵.

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons envisagé trois façons d'ajouter des effets de groupe pour améliorer le modèle classique de salaire proposé par Mincer (1958, 1974). Il apparaît dans tous les cas que les effets de groupe ne peuvent être négligés.

Les deux modèles à erreurs composées (modèle statistique et version micro-économique du modèle de Lucas, 1988) améliorent le pouvoir explicatif du modèle classique de Mincer et permettent d'estimer à près de 45 %, pour les données algériennes, la part inexpliquée de la variance qui peut être due à des effets de groupe. Dans le cas canadien, la part inexpliquée de la variance du salaire qui peut être due à des effets de groupe est supérieure à 73 %. Ces deux estimations conduisent néanmoins à une forte révision à la baisse du taux de rendement de l'éducation. Par ailleurs, la version microéconomique du modèle de Lucas devrait être rejetée.

Si l'on retient le modèle de Lévy-Garboua (1994), la diffusion du savoir serait toujours positive, mais environ deux fois plus rapide dans notre grande entreprise canadienne que dans notre échantillon d'entreprises de la région d'Alger, ce qui est assez plausible. Contrairement aux généralisations précédentes, ce modèle valide l'estimation des effets individuels par le modèle classique de Mincer, à l'exception notable des rendements de l'ancienneté qui font désormais partie intégrante de l'effet de groupe.

Les implications de tels résultats sont importantes pour l'intégration et l'accueil des travailleurs dans l'entreprise, la composition des équipes de travail et les incitatifs de coopération entre les travailleurs dans le développement d'une connaissance commune des activités de l'entreprise.

14. $\chi^2(0,05;12) = 21,026$; $\chi_c^2(0,05;12) = 14,669$.

15. L'ajout de la variable secteur public dans la spécification du modèle laisse les résultats inchangés, mais l'introduction de la variable de statut marital- marié ou non marié- perturbe les résultats. Pour les raisons énoncées précédemment, nous préférons ignorer la variable secteur public et retenir la variable statut marital comme instrument.

S'il est raisonnable de croire à l'enrichissement du modèle classique de salaire de Mincer, tel que suggéré dans cet article, il importe cependant de souligner qu'au plan économétrique les différents modèles font appel à des hypothèses qui ne sont pas nécessairement compatibles entre elles. Plusieurs tests statistiques seraient nécessaires pour les départager et il faudrait procéder éventuellement à de nouvelles estimations pour poursuivre les comparaisons. S'agissant de données de groupes non cylindrées, les méthodes ne sont pas triviales et nous manquons d'expertise pour évaluer la robustesse des différentes procédures d'estimation. Ajoutés à la question des biais potentiels de sélection, les problèmes d'hétérogénéité et d'endogénéité rendent ces difficultés particulièrement importantes.

BIBLIOGRAPHIE

- ABRAHAM, K.G., et H.S. FARBER (1987), « Job Duration, Seniority, and Earnings », *American Economic Review*, 77 : 278-297.
- ABOWD, J., F. KRAMARZ, et D. MARGOLIS (1994), « High-Wage Workers and High-Wage Firms », INSEE Working Paper, Septembre.
- ALTONJI, J.G., et R. SHAKOTKO (1987), « Do Wages Rise with Job Seniority ? », *Review of Economic Studies*, 54 : 437-459.
- BALESTRA, P., et M. NERLOVE (1966), « Pooling Cross-Section and Time-Series Data in the Estimation of a Dynamic Models : The Demand for Natural Gas », *Econometrica*, 34(4) : 585-612.
- BALTAGI, B. (1985), « Pooling Cross-Sections with Unequal Times-Series Length », *Economic Letters*, 18 : 133-136.
- BARRON, J.M., D.A. BLACK, et M.A. LOWENSTEIN (1989), « Job Matching and On-the-Job-Training », *Journal of Labor Economics*, 7(1) : 1-19.
- BLANCHFLOWER, D.G., et A.J. OSWALD (1994), *The Wage Curve*, Cambridge, The MIT Press.
- BECKER, G.S. (1975), *Human capital*, New-York, Columbia University Press for NBER.
- BORJAS, G.J. (1995), « Ethnicity, Neighborhoods, and Human-Capital Externalities », *American Economic Review*, 85 (3) : 365-390.
- CHENNOUF, S. (1995), « Capital Humain, Entreprise et Salaires dans la Région d'Alger », Thèse de Doctorat ès Sciences économiques, Paris I (Panthéon-Sorbonne), Mai.
- DAVIDSON, R., et J.G. MACKINNON (1993), *Estimations and Inference in Econometrics*, Oxford, Oxford University Press.
- DICKENS, W.T., et L.F. KATZ (1987), « *Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics* », in KEVIN LANG et JONATHAN S. LEONARD, eds. *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, Oxford Blackwell.
- GREENE, W.H. (1993), *Econometric Analysis*, New York, MacMillan Publishing Company, 2^e édition.

- GREENE, W.H. (1995), *Limdep 7. User's Manual*, Bellport, Econometric Software, Inc.
- GUILLOTIN, P., et P. SEVESTRE (1995), « Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effets de la sélection », *Économie et Prévision*, 116 (5) : 119-135.
- HAMILTON, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press, 409-433.
- HEYWOOD, J.S. (1991), « Imports and Domestic Wages : Is the relationship Consistent with Expense Preference Behavior ? », *Journal of Law, Economics, & Organisation*, 7(2) : 355-372.
- HENDERSON, V., KUNCORO A., et M. TURNER (1995), « Industrial Development in Cities », *Journal of Political Economy*, 103 (5) : 1067-1090.
- JOVANOVIC, B., et R. ROB (1989), « The Growth and Diffusion of Knowledge », *Review of Economic Studies*, 56 : 569-582.
- KRUEGER, A.B., et L.H. SUMMERS (1988), « Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure », *Econometrica*, 56(2) : 259-93.
- LÉVY-GARBOUA, L. (1994), « Formation sur le tas et rendements de l'expérience : un modèle de diffusion du savoir », *Économie et Prévision*, 116 (5) : 79-88.
- LUCAS, R.E. Jr (1988), « On the Mechanics of Economic Development », *Journal of Monetary Economics*, 22 : 3-42.
- MADDALA (1987), « Limited Dependent Variable Models Using Panel Data », *Journal of Human Resources*, 22 (3) : 307-338.
- MARSHALL, A. (1962), *Principles of Economics*, MacMillan (1^{re} édition, 1890).
- MINCER, J. (1958), « Investments in Human Capital and Personal Income Distribution », *Journal of Political Economy*, 56 (4) : 281-302.
- MINCER, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*. New-York, National Bureau of Economic Research and Columbia University Press.
- MINCER, J. (1984), « Human Capital and Economic Growth », *Economics of Education Review*, 3 (3) : 195-205.
- MINCER, J., et B. JOVANOVIC (1981), « Labor Mobility and Wages ». in S. ROSEN *Studien in Labor Markets* : 21-64, Chicago, Univ. Chicago Press.
- MONTMARQUETTE, C., et S. MAHSEREDJIAN (1989), « Does School Matter for Educational Achievement ? A Two-Way Nested-Error Components Analysis », *Journal of Applied Econometrics*, 4 : 181-193.
- MOULTON, B. (1986), « Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates », *Journal of Econometrics*, 32 : 385-397.
- MUNDLAK, Y. (1978), « On the Pooling of Time-Series and Cross-Section Data », *Econometrica*, 46 : 49-85.
- PARENT, D. (1995), « Industry-Specific Capital and the Wage Profile : Evidence from the NLSY and the PSID », *Série Scientifique*, CIRANO, 95s-26.

- RAUCH, J.E. (1993), « Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital : Evidence from the Cities », *Journal of Urban Economics*, 34 : 380-400.
- ROMER, P.M. (1986), « Increasing Returns and Long-Run Growth », *Journal of Political Economy*, 94(5) : 1002-1037.
- ROSEN, S. (1986), « The Theory of Equalizing Differences », in ASHENFELTER, O. et LAYARD, R. (eds), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, 641-692.
- SALVAS-BRONCARD, L. (1978), « Estimation de systèmes d'équations de demande à partir de données individuelles temporelles françaises », *Annales de l'INSEE*, 30-31 : 543-564
- SIMON, H. (1951), « A Formal Theory of the Employment Relationship », *Econometrica*, 19(3) : 293-305.
- TOPEL, R. (1991), « Specific Capital, Mobility and Wages : Wages Rise with Job Seniority », *Journal of Political Economy*, 99 : 145-176.
- WANSBEEK, T., et A. KAPTEYN (1989), « Estimation of the Error Components Models with Incomplete Panels », *Journal of Econometrics*, 41 : 341-362.
- WEISBROD, B. (1964), *External Benefits of Public Education : An Economic Analysis*, Princeton, Princeton University Press, Industrial Relations Section.
- WEISBROD, B. (1966), « Investing in Human Capital », *Journal of Human Resources*, été : 1-21.
- WINTER-EBMER, R. (1993), « Endogenous Growth, Human Capital, and Industry Wages », Journées d'économétrie, Helsinki, Juin.
- WILLIS, R.J. (1986), « Wages Determinants : a Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions », in ASHENFELTER O. et LAYARD R. (eds), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, 1 : 525-602.
- WHITE, H. (1980), « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. » *Econometrica*, 48 : 817-38.