

Chapitre 1
Théorie du capital humain
et sources d'hétérogénéité
inobservable

Introduction

1.1. Les modèles de détermination des salaires

- 1.1.1. Les théories du capital humain et du signal
- 1.1.2. Forme fonctionnelle des équations de gains
 - 1.1.2.1. Fonction de gains et théorie du capital humain
 - 1.1.2.2. Formation générale et formation spécifique

1.2. Hétérogénéité inobservable et biais d'estimation

- 1.2.1. Equation de salaire et hétérogénéité inobservable
- 1.2.2. Endogénéité des variables de capital humain
 - 1.2.2.1. L'éducation
 - 1.2.2.2. L'ancienneté
- 1.2.3. Intérêt de l'utilisation de données de panel appariées

1.3. Taux de rendement des variables de capital humain dans le secteur manufacturier ivoirien

- 1.3.1. Le modèle de référence: scolarité, expérience professionnelle et ancienneté
- 1.3.2. Les déterminants individuels des salaires
- 1.3.3. Les pratiques salariales spécifiques des entreprises

Conclusion

Introduction

L'analyse menée dans le chapitre introductif a permis de mettre en évidence une forte dispersion des salaires dans le secteur manufacturier ivoirien. Il convient maintenant de s'interroger sur les déterminants à l'origine d'une telle dispersion des salaires et d'évaluer leur rôle respectif dans la formation des rémunérations. Souvent complémentaires, les théories de l'offre et de la demande de travail fondant la hiérarchie des salaires, permettent essentiellement de circonscrire la recherche de leurs déterminants.

La théorie micro-économique de l'offre de travail repose sur des hypothèses simples; le travail est un facteur de production homogène, les agents économiques sont identiques dans le processus de production et par conséquent, parfaitement substituables. La théorie du capital humain (Becker, 1962) et ses prolongements, retenus ici, tentent de lever cette hypothèse, en analysant des phénomènes jusque là très peu considérés par la théorie standard. Un postulat important est que les individus augmentent leur productivité en investissant en *eux-mêmes*. Ainsi, une augmentation du niveau d'éducation, au travers des connaissances qu'elle permet de transmettre, conduit à une augmentation de la productivité et par là, à un salaire plus élevé. L'hypothèse posée est que les employés sont rémunérés à leur productivité marginale, laquelle dépend du niveau de capital humain accumulé. Pour la théorie du capital humain, le travail est donc considéré comme un facteur de production hétérogène, et par conséquent, la dispersion des salaires n'est que le reflet de la hiérarchie des compétences. Cette théorie suppose une information parfaite sur le marché du travail. En réalité, cette hypothèse est peu crédible; d'une part, l'investisseur en capital humain n'est pas assuré du résultat de son investissement, d'autre part, l'employeur ne connaît pas parfaitement les capacités de son employé. Sous ces hypothèses, se pose pour l'employeur, le problème de la connaissance du niveau de productivité de ses employés. L'hétérogénéité du travail est donc une des causes d'existence d'asymétries d'information sur le marché du travail. Dans cet optique, le diplôme peut également être appréhendé comme un signal à la base du mécanisme de révélation de la qualité des candidats à un poste vacant.

Pour la théorie du signal (Spence, 1973) en effet, l'hypothèse d'information parfaite n'est plus retenue. L'éducation est supposée sélectionner les individus les plus compétents sans nécessairement augmenter leur productivité, laquelle relève essentiellement de leurs 'aptitudes propres'. Ainsi, l'investissement éducatif constitue tout autant un instrument de sélection qu'un instrument d'acquisition de capital humain. Les employeurs déterminent ainsi une dis-

tribution des salaires dépendant des niveaux d'éducation. Face à une telle distribution, l'employé choisit le niveau d'investissement optimal, maximisant ses gains futurs actualisés.

L'évaluation des rendements des investissements en capital humain est habituellement réalisée à partir de l'estimation économétrique d'une fonction de gains. Mincer (1974) propose de régresser le logarithme du salaire sur l'éducation et sur un ensemble de variables qui sont censées avoir un impact sur la détermination des salaires. Le coefficient associé à la variable mesurant l'éducation est alors interprété comme le taux de rendement privé de l'éducation.

Cependant, cette fonction représentant la relation entre les variables de capital humain et les salaires n'est pas toujours appropriée, en raison notamment, de la nature hétérogène de l'éducation. L'intégration de la variable mesurant l'éducation dans l'équation de gains prend par conséquent deux formes. La première consiste à mesurer le niveau d'éducation comme une seule variable discrète, égale au nombre total d'années passées dans le système scolaire, supposant que toutes les années de scolarité sont homogènes. Ceci correspond au cadre de la théorie du capital humain. Une autre approche consiste à prendre en compte le niveau d'éducation certifié, plutôt que la durée de scolarisation, utilisant les diplômes obtenus dans la spécification de la fonction de gains, conformément aux prédictions de la théorie du signal.

La première section de ce chapitre est consacrée à la présentation des théories du capital humain et du signal, conduisant à la formulation de la fonction de gains.

Bien que reconnaissant le rôle prépondérant des investissements en éducation et formation, la théorie du capital humain reconnaît également l'impact sur la performance scolaire et donc sur les salaires d'autres facteurs tels que l'expérience totale sur le marché du travail, l'ancienneté dans l'entreprise, mesurant le capital humain acquis depuis la sortie du système éducatif, mais également, l'aptitude initiale des employés. Cependant, une difficulté de la spécification de la fonction de gains concerne la non prise en compte de l'effet des capacités initiales des individus sur la détermination de leur productivité. Une part du salaire peut en effet être attribuée aux compétences individuelles initiales inobservables et donc présentes aux côtés des erreurs de spécification dans le terme résiduel de l'estimation de l'équation de gains. Se pose alors le problème de l'endogénéité de la variable d'éducation qui est vraisemblablement corrélée à la productivité individuelle représentant les aptitudes initiales. D'autre part, au delà des variables d'offre, une limite importante de la théorie du capital humain est qu'elle n'intègre pas la diversité des politiques salariales observées entre les entreprises dans la spécification de la fonction de gains. Or,

négliger les effets de demande peut conduire à une estimation biaisée du lien réel entre capital humain et salaire.

La deuxième section de ce chapitre met en évidence l'existence d'un tel biais d'endogénéité des variables d'éducation et d'ancienneté²⁴. L'utilisation de données de panel qui est à ce niveau privilégiée permet le traitement spécifique des effets d'hétérogénéité inobservable tels que ceux relatifs à la dispersion des aptitudes initiales. Le problème de l'endogénéité de certaines des variables explicatives, et notamment de l'éducation, de l'expérience et de l'ancienneté, conduit alors à une procédure d'estimation utilisant des variables instrumentales (Hausman et Taylor, 1981, Amemiya et MaCurdy, 1986, Breush, Mizon et Schmidt, 1989). La mesure du taux de rendement de l'ancienneté a fait l'objet de nombreuses controverses, développant ainsi une littérature abondante (Altonji et Williams, 1997, Topel, 1991, par exemple). Mettant en évidence l'existence de problème de mesure du rendement de l'ancienneté, ces travaux semblent converger vers l'idée selon laquelle ce rendement est en fait relativement faible. Ces conclusions ont d'importantes conséquences en termes de mobilité du travail.

D'autre part, au delà des variables d'offre, une limite importante de la théorie du capital humain est qu'elle n'intègre pas la diversité des politiques salariales observées entre les entreprises dans la spécification de la fonction de gains. Or, négliger les effets de demande peut conduire à une estimation biaisée du lien réel entre capital humain et salaire.

L'enquête RPED permet l'utilisation de données de panel appariées employeur - employé offrant des informations à la fois sur les salariés et sur les entreprises qui les emploient. L'intérêt des économistes du travail pour l'utilisation de ce type de données s'est récemment développé (pour une revue des nombreux travaux réalisés voir Abowd et Kramarz, 1999). Il est ainsi possible d'introduire dans l'équation de gains à la fois des effets spécifiques individuels et des effets spécifiques aux entreprises et à l'emploi afin de prendre en compte l'hétérogénéité des politiques salariales mises en place dans les entreprises.

La troisième section de ce chapitre propose une procédure d'estimation de l'équation de gains tenant compte de l'hétérogénéité inobservable à la fois des employés mais également des entreprises et de leur corrélation avec certaines des variables explicatives du modèle. A l'issue de ce chapitre, nous obtenons une mesure des taux de rendement des variables de capital humain, l'éducation, l'expérience et l'ancienneté, corrigée de ces différentes sources de biais, ainsi

²⁴ Ce biais a déjà été mis en évidence dans une étude préliminaire (Ris, 1999).

qu'une mesure de l'impact des principaux déterminants des salaires proposés par la théorie du capital humain.

Les résultats indiquent que la politique salariale spécifique aux entreprises ainsi que les caractéristiques individuelles inobservables expliquent une large part de la dispersion des salaires. Le taux de rendement de l'éducation sur le marché du travail du secteur manufacturier ivoirien est relativement élevé (15 à 18%); le biais dû à la non prise en compte des aptitudes initiales et de leur corrélation avec la variable d'éducation semble être négatif. Le taux de rendement de l'ancienneté est faible (4%), mais le biais lié à l'estimation de cette variable ne semble pas très important.

1.1. Le modèle de détermination des salaires

La théorie du capital humain, ainsi que la théorie du signal, supposent qu'un employé acquiert de l'éducation jusqu'au point où le bénéfice marginal, donné par la fonction de gains, égalise le coût marginal de l'éducation. Ces théories diffèrent dans leur interprétation respective des raisons pour lesquelles l'employeur verse une prime pour l'éducation.

1.1.1. Les théories du capital humain et du signal

Au fondement de la théorie du capital humain, dont le développement est dû principalement aux contributions de Jacob Mincer (1958, 1962), Théodore Schultz (1960, 1961) et Gary Becker (1962, 1964), se trouve l'idée simple que les compétences individuelles se produisent et se déprécient tout au long de la vie. Leur acquisition est coûteuse, elle nécessite du temps, mais leur effet est durable. Une seconde hypothèse veut que les compétences accumulées déterminent la capacité productive des individus, leur aptitude à exercer des fonctions productives et rémunérées. Le salaire reçu à chaque période de la vie est interprété comme le rendement des investissements réalisés (à l'école aussi bien que pendant les années d'activité sur le marché du travail).

Durables et productives, les compétences acquises peuvent être définies comme un *capital*. Son accumulation relève d'un arbitrage entre le temps et les ressources nécessaires à sa production d'une part, et son rendement anticipé d'autre part. Le capital accumulé est *humain*, car il est inséparable de la personne qui l'a acquis.

La théorie du capital humain est une théorie de l'offre qui s'intéresse aux caractéristiques et aux qualifications des employés. Elle considère l'éducation comme n'étant pas un bien de consommation, mais plutôt comme un investissement conduisant à des revenus futurs plus élevés. Comme investissement, la

demande d'éducation dépend alors de deux caractéristiques; la première est que les individus considèrent le coût d'opportunité des revenus refusés pendant qu'ils sont à l'école, et la deuxième est qu'ils considèrent le revenu espéré sur le marché du travail après l'éducation. Cette théorie prédit donc que plus la période d'investissement est grande, plus le rendement est élevé; par conséquent, la dispersion des revenus est positivement corrélée à la dispersion des niveaux d'éducation. Les différences de salaires sont supposées égalisatrices.

Les alternatives les plus importantes à la théorie du capital humain sont les hypothèses de filtrage (*screening*), développées par Kenneth Arrow (1973) et de signal (*signaling*), développées par Michael Spence (1973 et 1974). Elles peuvent être considérées comme une extension de la théorie du capital humain mais reposent sur l'hypothèse d'asymétrie informationnelle entre l'employeur et le salarié.

D'après Arrow (1973) et Spence (1973), les employeurs utilisent le niveau d'éducation pour identifier les individus. L'éducation n'est pas fondamentalement productive, néanmoins, à l'équilibre, les salaires augmentent avec l'éducation. En effet, le coût d'opportunité de l'acquisition de l'éducation est plus faible pour les individus dotés de plus d'aptitudes, leur permettant de signaler ainsi aux employeurs leur plus grande productivité.

1.1.2. Forme fonctionnelle des équations de gains

1.1.2.1. Fonctions de gains et théorie du capital humain

Les fonctions de gains sont des modèles de régression dans lesquels le logarithme du salaire individuel est expliqué par des variables exogènes supposées avoir un rôle dans sa détermination. Ces fonctions sont de la forme

$$\ln y_i = f(s_i, Z_i) + u_i \quad i = 1, \dots, n \quad (1.1)$$

où $\ln y_i$ est le logarithme des salaires pour l'individu i , s_i est la mesure du niveau d'éducation, Z_i représente les autres facteurs affectant les salaires. u_i est un terme d'erreur aléatoire reflétant les caractéristiques des compétences non observables et l'aléa inhérent aux statistiques des revenus. Il est habituellement supposé que u_i est normalement distribué, de moyenne nulle et de variance constante $\forall i$.

Afin de comprendre pourquoi le salaire intervient sous forme logarithmique dans la fonction de gain, introduisons un modèle simple de cycle de vie.

Supposons que les seuls coûts de l'éducation sont ceux du revenu auquel l'individu a dû renoncer pendant le temps consacré à l'éducation. Le taux de

rendement de la première année d'éducation, r_1 , est alors égal à l'augmentation de bénéfice divisée par l'augmentation des coûts, c'est-à-dire

$$r_1 \equiv \frac{(y_1 - y_0)}{y_0} \quad (1.2)$$

où y_1 est le revenu après une année d'étude et y_0 est le revenu sans éducation (supposés constants au cours du cycle de vie). Cette dernière équation peut s'écrire

$$y_1 = y_0 (1 + r_1) \quad (1.3)$$

De la même façon, pour la deuxième année d'étude, le taux de rendement est défini par

$$r_2 \equiv \frac{(y_2 - y_1)}{y_1} \quad (1.4)$$

ce qui implique que

$$y_2 = y_1 (1 + r_2) = y_0 (1 + r_1) (1 + r_2) \quad (1.5)$$

après s années passées dans le système scolaire, le revenu s'écrit

$$y_s = y_0 (1 + r_1) (1 + r_2) \dots (1 + r_s) \quad (1.6)$$

En supposant que le rendement de l'éducation est le même pour tous les niveaux d'étude, c'est-à-dire $r_1 = r_2 = \dots = r_s = r$, et en approximant $(1 + r)$ par e^r , pour r petit, on obtient

$$y_s = y_0 e^{rs} \quad (1.7)$$

Nous pouvons introduire un terme aléatoire, u , afin de capter l'effet de variables inobservables telles que les aptitudes initiales.

En logarithme, l'équation précédente s'écrit alors

$$\ln y_s = \ln y_0 + rs + u \quad (1.8)$$

Cette équation est la forme la plus simple de la fonction de gains. L'estimation de r fournit une estimation du taux de rendement privé de l'éducation. L'estimation de la constante indique le niveau du logarithme du revenu en l'absence d'éducation.

Comme nous l'avons vu, la mesure de l'éducation qui influence les salaires n'est pas la même selon les prédictions issues soit de la théorie du capital humain soit de la théorie du signal. Afin de distinguer ces deux théories, il est possible d'utiliser plusieurs indicateurs du niveau d'éducation. Ainsi, le nombre d'années passées dans le système scolaire permettra de réfuter la théorie du capital humain alors que l'introduction du diplôme obtenu dans l'équation de gains permet de tester la théorie du signal.

A partir de l'enquête *Côte D'Ivoire Living Standards Survey*, concernant 1600 ménages en 1986, Van der Gaag et Vijverberg (1989) estiment des équations de gains afin d'estimer les rendements du capital humain. Bien que leurs résultats mettent en évidence d'importants avantages liés à l'obtention de diplômes, les rendements des années d'éducation demeurent importants.

1.1.2.2. Formation générale et formation spécifique

Alternativement, ou souvent en complément de l'éducation formelle, plusieurs qualifications sont acquises au travers de formations qui ont lieu lors de l'emploi (*on the job training*), allant des formations formelles et de l'apprentissage structuré au moins formel apprentissage par la pratique (*learning by doing*). De façon à analyser les implications de ce type de formation sur les salaires, il est nécessaire de distinguer deux formes d'accumulation de capital humain.

- Tout d'abord, la formation générale se réfère à des activités qui génèrent des qualifications ou des compétences très variées, utilisables ou transférables indifféremment dans toute entreprise ou industrie. La formation générale augmente donc la productivité d'un employé quel que soit l'emploi occupé. Cette formation générale est mesurée par le nombre d'années passées sur le marché du travail.

La spécification simple de la fonction de gains a été généralisée par Jacob Mincer (1974) afin de prendre en compte les effets de la formation acquise sur le marché du travail. En notant $\ln y_i$ le logarithme du salaire de l'employé i ayant effectué s années d'études, la fonction de gains s'écrit

$$\ln y_i = cste + rs_i + \alpha_1 x_i + u_i \quad (1.9)$$

où α_1 est le taux de rendement de l'expérience et x_i est le nombre d'années d'expérience de l'employé.

De plus, la théorie du capital humain suggère que les revenus ne sont pas constants après l'entrée sur le marché du travail, mais sont décrits par une courbe parabolique, atteignant un sommet au milieu de la vie. Ceci a conduit Mincer à amender l'équation précédente de la façon suivante

$$\ln y_i = cste + rs_i + \alpha_1 x_i + \alpha_2 x_i^2 + u_i \quad (1.10)$$

Si la fonction de gains est une fonction concave de l'expérience, comme le suggère la théorie du capital humain, le signe de α_1 est positif et celui de α_2 négatif, indiquant que le salaire croît avec l'expérience mais à taux décroissant.

Le niveau d'expérience pour lequel $\ln y_i$ est maximum est donné par

$$x_i^* = -\frac{\alpha_1}{2\alpha_2} \quad (1.11)$$

qui est indépendant du niveau d'éducation.

- Un autre type de formation, opposée à la formation générale, est appelé formation spécifique. Elle se réfère à toute formation qui ne peut être utilisée que dans l'entreprise par laquelle elle a été délivrée et se mesure par le nombre d'années passées par l'employé dans son entreprise. Formation non transférable, elle n'augmente la productivité d'un employé que dans l'entreprise où elle a été accumulée. L'accumulation de capital humain spécifique à l'emploi conduit ainsi à une relation croissante entre salaire et ancienneté. Si des travaux insistent sur la question de savoir qui de l'entreprise ou de l'employé finance l'investissement en capital humain spécifique²⁵, une fois cet investissement réalisé, il engendre des rentes propres à l'appariement employé - employeur dont bénéficie en partie l'employé.

L'existence et l'accumulation d'un tel capital, valorisé uniquement au sein de la relation entre le salarié et son entreprise, influencent d'une part les décisions de mobilité pour l'employé et d'autre part la stratégie de gestion de la main d'oeuvre pour l'entreprise. Soulignant les problèmes posés par la rotation de la main d'oeuvre, un autre argument théorique est avancé pour expliquer la relation croissante liant salaire et ancienneté. La théorie de l'agence appliquée au contrat de travail montre que l'entreprise peut inciter ses employés à établir des relations d'emploi durables en introduisant un profil temporel de compensation salariale²⁶. La rémunération est alors en partie différée des premières périodes de la carrière vers les périodes finales. Ainsi, dans le modèle de paiements différés (Lazear, 1981), le profil de salaire au cours de la carrière dans l'entreprise est alors croissant et les salaires plus élevés de fin de carrière compensent les plus faibles salaires de début de carrière.

Les mécanismes mis en évidence dans ces deux types d'analyse soutiennent l'existence d'une relation croissante entre ancienneté et salaire. Par conséquent, la fonction de gains est augmentée d'une variable représentant la formation reçue par l'employé dans son entreprise et mesurée par le nombre d'années passées dans l'entreprise dans laquelle il est actuellement employé, c'est-à-dire,

²⁵ Voir notamment Stankiewicz (1995) et Acemoglu et Pischke (1998) qui s'interrogent sur le fait de savoir qui supporte les coûts de cette formation et qui récupère les gains de l'investissement. Si les entreprises peuvent empêcher les employés de les quitter, elles pourraient vouloir supporter tous les coûts de la formation et en attendre tous les bénéfices. Cependant, si les employés formés sont mobiles, les entreprises peuvent trouver intéressant de partager les bénéfices de la formation avec leurs employés en leur offrant un salaire qui serait légèrement plus élevé que ce qu'ils pourraient espérer dans une autre entreprise. Notons que dans ce cas, le taux de salaire payé aux employés ayant une formation spécifique sera le reflet des effets combinés de la productivité innée de l'employé d'une part et du rendement de l'investissement qu'a fait l'entreprise d'autre part, remettant ainsi en cause une détermination concurrentielle des salaires.

²⁶ Pour Davis (1990), la relation croissante entre ancienneté et salaire est une réponse à un problème d'incitation à l'effort de l'agent.

l'ancienneté, notée a_i

$$\ln y_i = cste + r s_i + \alpha_1 x_i + \alpha_2 x_i^2 + \alpha_3 a_i + u_i \quad (1.12)$$

Souvent admise comme allant de soi, cette relation entre salaire et ancienneté a cependant fait l'objet d'évaluations économétriques récentes qui mettent partiellement en cause sa pertinence empirique. Ce point sera particulièrement développé dans la section suivante.

La mise en évidence du rôle des variables de capital humain dans la détermination des salaires pose maintenant le problème de l'estimation de leur impact respectif.

1.2. Hétérogénéité inobservable et biais d'estimation

Bien que soulignant le rôle des variables de capital humain introduites dans la section précédente, la théorie du capital humain reconnaît également l'impact d'autres facteurs tels que l'aptitude initiale des employés sur la performance scolaire et donc sur les salaires. En outre, de nombreux travaux utilisant des données appariées employé-entreprise ont mis en évidence l'importance sur la formation des salaires de l'hétérogénéité inobservable de l'entreprise, qui celle-ci relève de la politique salariale spécifique à l'employeur, comme de l'ajustement de l'emploi, c'est-à-dire de la qualité de la relation employeur-employé. Les estimations menées sur données transversales ne permettent pas de contrôler ces multiples sources d'hétérogénéité inobservable. Non prises en compte dans la spécification de l'équation de gains, elles se retrouvent dans le terme résiduel et l'on peut soupçonner leur éventuelle corrélation avec les variables de capital humain. Il en résulte un biais dans l'estimation des coefficients des variables de capital humain par la méthode des moindres carrés ordinaires.

La possibilité d'exploiter des données de panel appariées présente un double avantage car elles contiennent d'une part des observations successives d'un même employé et d'autre part, lient cette information à celle relative à son employeur. L'utilisation de ces données conduit à des estimations des taux de rendement des variables de capital humain corrigées du biais d'hétérogénéité. La mise en place d'un test d'exogénéité permet de tester l'existence d'une corrélation entre les effets spécifiques et certaines des variables explicatives, et le cas échéant, de la corriger par le recours aux techniques des variables instrumentales.

1.2.1. Equation de salaire et hétérogénéité inobservable

Les théories portant sur la demande de travail, ou plus généralement la gestion du personnel des entreprises se sont multipliées (théorie des contrats implicites ou explicites, salaire d'efficience, partage de rentes, etc.). Elles expliquent notamment pourquoi certaines entreprises peuvent trouver profitable de verser un salaire plus élevé que le salaire de réservation à leurs employés; ce comportement entraînant un gain de productivité. Avançant l'idée que le salaire ne dépend pas uniquement des caractéristiques individuelles de l'employé mais également des caractéristiques de l'entreprise dans laquelle il travaille et de l'emploi occupé, ces modèles introduisent l'hypothèse de détermination non concurrentielle des salaires. Le salaire individuel ne reflète plus uniquement la productivité de l'employé mais sa détermination fait intervenir des pratiques de fixation des rémunérations spécifiques à chaque entreprise. Le rôle des entreprises est en effet crucial; leur politique salariale peut expliquer une part de la dispersion des salaires (Levy et Murnane, 1992). En outre, les modèles de *job matching* de Jovanovic (1979) et Johnson (1978) ont stimulé une littérature théorique dans laquelle l'ajustement de l'emploi joue un rôle central à la fois pour la croissance des salaires et pour le turnover.

Afin d'analyser d'une part, le rôle des compétences individuelles initiales, et d'autre part, le rôle des politiques de compensation spécifiques à l'entreprise et de la qualité de l'ajustement de l'emploi, dans la formation des salaires, nous suivons la démarche adoptée par de nombreuses études consacrées à l'estimation du rendement des caractéristiques de capital humain (dont Altonji et Shakotko, 1987, Topel, 1991). Nous supposons ainsi que le logarithme du salaire d'un individu i employé dans l'entreprise j est déterminé par l'équation suivante

$$\ln y_{ij} = f(s_{ij}, x_{ij}, a_{ij}, \mu_i, \varphi_j, \phi_{ij}) + u_{ij} \quad (1.13)$$

où

. $\ln y_{ij}$ représente le logarithme du salaire de l'individu i travaillant dans l'entreprise j

- . s_{ij} est son niveau d'éducation
- . x_{ij} est l'expérience totale sur le marché du travail
- . a_{ij} désigne son ancienneté dans l'entreprise j
- . μ_i est l'aptitude initiale individuelle inobservable
- . φ_j est une mesure de la politique salariale inobservable de l'entreprise j
- . ϕ_{ij} est une mesure de l'appariement individu - entreprise inobservable

L'inobservabilité des trois derniers termes, μ_i , φ_j et ϕ_{ij} , les place dans le terme d'erreur de l'estimation de cette équation.

Notons β_1, β_2 et β_3 les paramètres des variables d'éducation, d'expérience et d'ancienneté²⁷. L'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires pour l'estimation de β_1, β_2 et β_3 est inappropriée car les variables de capital humain sont vraisemblablement corrélées aux termes décrivant les caractéristiques inobservables des individus et des entreprises, présents dans le terme d'erreur. Plusieurs bases théoriques fondent l'hypothèse de la non orthogonalité des variables de capital humain et des termes d'hétérogénéité inobservable. Elles sont présentées dans le paragraphe suivant.

1.2.2. Endogénéité des variables de capital humain

L'analyse menée dans ce paragraphe se concentre sur deux des variables de capital humain introduites dans la fonction de gains de façon à expliciter le biais issu de l'estimation de leur rendement par la méthode des moindres carrés ordinaires: l'éducation et l'ancienneté.

1.2.2.1. L'éducation

En dépit de l'évidence reconnue d'une corrélation positive entre l'éducation et le salaire, la nature de la relation causale entre ces deux variables est controversée. En effet, des salaires plus élevés pour des individus plus qualifiés sont-ils la conséquence du niveau d'éducation ou les individus dotés d'une plus grande aptitude initiale choisissent-ils d'acquérir plus d'éducation pour signaler leur type aux employeurs? A partir des années soixante, les recherches sur l'éducation et les salaires se sont concentrées sur l'importance du biais dû à l'aptitude initiale (*ability bias*) dans les différentiels de salaires entre des employés plus ou moins qualifiés.

L'estimation du taux de rendement de l'éducation, β_1 , par la méthode des moindres carrés ordinaires est biaisée; ce biais vient du fait que l'habileté peut être corrélée avec à la fois les salaires et l'éducation. Cependant, le sens du biais n'est pas clairement déterminé. Alors qu'une idée simple de corrélation positive entre la capacité initiale et la scolarisation suivie conduit à un biais positif de l'estimation de β_1 , un modèle dans lequel le choix du montant d'éducation est fait de façon endogène peut conduire à une corrélation négative entre le choix d'éducation et les compétences initiales.

L'intérêt porté à la mesure de l'effet de l'éducation sur les salaires a conduit à l'élaboration de méthodes d'estimation recourant soit à des déterminants exogènes des salaires (variables instrumentales) soit à des comparaisons entre des employés génétiquement identiques (jumeaux). Ashenfelter, Harnon et

²⁷ Par simplicité, nous nous concentrons uniquement ici sur ces trois variables de capital humain.

Osterbeek (1999) présentent trois des approches proposées pour faire face à cette difficulté²⁸.

La première inclue des mesures explicites qui permettent d'approximer l'aptitude inobservable (introduction par exemple d'une mesure du quotient intellectuel, Griliches, 1977). Les résultats de ces études suggèrent l'existence d'un biais vers le haut du rendement de l'éducation dans les études qui ne prennent pas en compte ce type de mesure. Cette méthode a été critiquée car il est extrêmement difficile de développer des mesures de compétences qui ne soient pas elles-mêmes déterminées par l'éducation.

La seconde approche consiste à utiliser des données relatives à la fratrie ou aux jumeaux; des jumeaux étant supposés plus 'semblables' que des paires d'individus sélectionnées de façon aléatoire car ils partagent la même *hérédité*, le même support financier, etc. L'approche cherche à éliminer le biais dû à l'omission de la variable mesurant l'aptitude initiale en estimant le rendement de l'éducation à partir de différences entre les niveaux d'éducation et de salaires de jumeaux. Deux critiques principales ont été formulées à l'encontre de cette approche. La première souligne le fait que si l'aptitude comporte une part individuelle ainsi qu'une part familiale, qui n'est pas indépendante de l'éducation, cette approche ne conduit pas à des estimations moins biaisées que les estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires. La seconde critique concerne les erreurs de mesure sur la variable d'éducation. Certaines études ont tenu compte de cette erreur de mesure en collectant plusieurs mesures de l'éducation en interrogeant les jumeaux (Isacsson, 1999). Ces études suggèrent que le *biais d'habileté* est relativement faible.

Une troisième approche consiste à proposer des déterminants (instruments) convenables de l'éducation qui ne soient pas corrélés avec le résidu du salaire. L'estimateur des variables instrumentales est obtenu en deux étapes. L'effet des variables instrumentales sur l'éducation est tout d'abord estimé, puis la variable de l'éducation instrumentée est introduite dans l'équation de gains. Les instruments utilisés sont principalement recherchés parmi les caractéristiques de l'environnement familial de l'employé. Les critiques adressées à cette approche concernent l'indépendance des instruments par rapport au salaire.

Dans son étude de l'effet de l'éducation sur les salaires, Card (1999) propose une revue de cette littérature récente. Les estimations du rendement de l'éducation diffèrent selon la méthode employée (entre 6 et 10% selon les études (Card, 1999)); les dernières études portant sur des jumeaux suggèrent un faible

²⁸ Ces approches sont développées dans les articles du numéro spécial de la revue *Labour Economics* de novembre 1999 consacré au rendement économique de l'éducation. Ces études menées dans de nombreux pays européens reflètent bien l'intérêt suscité par les biais d'estimation en économie du travail.

biais vers le haut (de l'ordre de 10%) de l'estimation simple par les moindres carrés ordinaires. Les estimations par la méthode des variables instrumentales sont systématiquement plus élevées que les estimations par les moindres carrés ordinaires correspondantes.

1.2.2.2. L'ancienneté

L'analyse développée dans le paragraphe précédent, exposant l'existence d'un biais d'estimation dû à l'omission de l'aptitude initiale, peut être conduite de façon similaire pour la variable d'ancienneté, mesurant la formation spécifique acquise dans l'entreprise. En effet, comme nous l'avons vu, les théories du capital humain et des paiements différés requièrent que les salaires soient corrélés à l'ancienneté du travail, fondant ainsi les résultats obtenus sur données transversales. Cependant, de tels résultats n'impliquent pas nécessairement que la compensation augmente avec l'ancienneté. L'ancienneté est une fonction négative des précédentes ruptures de contrats de travail et donc dépend des facteurs affectant la probabilité de rompre un contrat²⁹. Ces mêmes caractéristiques sont positivement liées à la productivité des employés, et dans un marché du travail compétitif, aux salaires. Ceci conduit à des estimations qui surestiment les différentiels de salaires dus à l'ancienneté. L'existence d'une corrélation positive entre l'ancienneté et l'effet spécifique individuel μ_i peut être avancée si les employés les plus productifs sont également les moins enclins au turnover (Ruhm, 1990); ces employés perçoivent à la fois de hauts salaires et sont moins soumis aux licenciements.

De plus, l'hétérogénéité des emplois vient renforcer le biais de sélection attribuable à l'hétérogénéité des employés. Si les entreprises ou les emplois sont hétérogènes et offrent des salaires plus ou moins élevés, l'ancienneté d'un individu dans une entreprise donnée est le résultat d'une décision de mobilité endogène au terme de laquelle les emplois offrant les salaires les plus élevés sont les plus susceptibles de perdurer. Les décisions endogènes de mobilité aboutissent alors à une relation positive entre salaire et ancienneté dont l'interprétation devrait être renversée: les salaires élevés payés par une entreprise incitent les employés à y rester³⁰.

²⁹ Altonji et Shakotko (1987) mettent en évidence l'effet négatif de μ_i et ϕ_{ij} dans l'estimation des modèles logit de démissions et de licenciements.

³⁰ L'argument diffère ici de celui avancé par la théorie de l'agence; dans ces modèles, des entreprises identiques peuvent avoir intérêt à adopter un contrat salarial croissant dans le temps même si elles offrent toutes le même salaire d'entrée à un employé donné. L'argument d'hétérogénéité repose au contraire sur le fait qu'une entreprise paye ses salariés plus qu'une autre entreprise et cela tout au long de la carrière de l'employé.

Plusieurs études ont mis en évidence que l'hétérogénéité inobservable entre les individus et entre les emplois biaise les estimations de l'effet de l'ancienneté sur les salaires et le turnover de l'emploi. L'existence d'un biais dans l'estimation du coefficient de l'ancienneté a été discutée dans un grand nombre d'études empiriques. Mincer et Jovanovic (1981) montrent qu'un contrôle partiel de la mobilité passée réduit le rendement estimé de l'ancienneté de plus de 40%. Altonji et Shakotko (1987), en utilisant la technique des variables instrumentales, obtiennent une réduction d'environ 80% de la prime d'ancienneté (concluant à un effet de dix ans d'ancienneté sur le logarithme du salaire de l'ordre de 0.06) et Abraham et Farber (1987) obtiennent une réduction similaire en introduisant la durée complète estimée de l'emploi dans les régressions sur données en coupe transversale. La littérature paraît avancer vers un nouveau consensus postulant que les rendements de l'ancienneté sont relativement faibles³¹. Cependant, la controverse demeure. Topel (1991) affirme que les deux études précédemment citées ont dressé de fausses conclusions car les méthodes utilisées étaient inappropriées. Il obtient des rendements de l'ancienneté importants, de l'ordre de ceux obtenus dans une régression par la méthode de moindres carrés ordinaires. Altonji et Williams (1997) mettent en évidence la sensibilité des résultats de Topel (1991) au choix ainsi qu'aux erreurs de mesure de la variable de salaire utilisée conduisant à surestimer les rendements salariaux de l'ancienneté.

Enfin, notons de la même façon, que le modèle de *job matching* de Jovanovic (1979) implique également que ϕ_{ij} est positivement corrélé à l'expérience, puisque les employés les plus expérimentés ont su choisir de meilleurs emplois³².

Jusqu'à présent, nous avons considéré que l'hétérogénéité inobservable des employés, des entreprises ou encore des emplois ne peut être prise en compte dans la spécification de la fonction de gains. C'est le cas lorsque les estimations sont menées sur données transversales. En fait, la prise en compte de l'hétérogénéité inobservable suppose de disposer de données de panel. Par l'introduction d'effets spécifiques aux employés et aux entreprises, il est possible de corriger les estimations du biais de variables omises tout en tenant compte de la corrélation entre les caractéristiques observables de capital humain et les caractéristiques individuelles inobservables.

³¹ Voir Ruhm (1990), Goux et Maurin (1994), Barth (1997), Altonji et Williams (1997).

³² L'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires du rendement de l'expérience semble combiner les effets sur les salaires de l'accumulation du capital humain général avec le changement moyen de ϕ_{ij} avec l'expérience. Le coefficient attaché à l'expérience surestime l'effet partiel de l'expérience sur les salaires.

1.2.3. Intérêt de l'utilisation des données de panel appariées

Comme nous l'avons vu, la productivité d'un employé, son aptitude initiale, est une variable importante mais inobservable de la détermination des salaires. Il en est de même pour l'hétérogénéité inobservable des entreprises et des emplois. Le terme résiduel d'une équation de gains tient alors compte des variables omises et des erreurs de spécification, mais également de l'erreur due à l'inobservabilité de ces hétérogénéités. En utilisant des données en coupe, une seule observation par individu est disponible et les deux types d'erreur ne peuvent pas être distingués. Il est par conséquent impossible d'obtenir une prédiction de la productivité individuelle et de la politique salariale de l'entreprise. Supposons maintenant que l'on dispose de plusieurs observations successives d'un même individu et de plusieurs observations (plusieurs individus) pour une même entreprise. Si la productivité est constante dans le temps et la politique salariale est constante entre les individus, il est possible de retrouver l'information de ces deux composantes.

En effet, pour analyser le rôle des compétences individuelles initiales, des politiques de compensation spécifiques à l'entreprise ainsi que de la qualité de l'ajustement de l'emploi, sur la formation des salaires, il est nécessaire d'évaluer les impacts respectifs des caractéristiques des employés et des employeurs sur le niveau des salaires. Ceci peut être réalisé de façon empirique en introduisant des variables d'employés et d'employeurs.

Considérons le modèle suivant, avec les notations utilisées au paragraphe précédent

$$\ln y = \delta_0 + \delta_1\mu + \delta_2\varphi + \delta_3\phi + \delta_4z + u \quad (1.14)$$

où z représente les autres variables influençant les salaires.

Supposons, comme nous l'avons mis en évidence, que la productivité est corrélée à l'éducation, l'expérience et l'ancienneté

$$\mu = a_0 + a_1s + a_2x + a_3a + \alpha \quad (1.15)$$

où α est le terme d'erreur.

De même pour φ et ϕ

$$\varphi = b_0 + b_1s + b_2x + b_3a + \gamma \quad (1.16)$$

$$\phi = c_0 + c_1s + c_2x + c_3a + \xi \quad (1.17)$$

Nous obtenons alors la forme réduite

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1s + \beta_2x + \beta_3a + \beta_4z + \alpha + \gamma + \xi + u \quad (1.18)$$

Si l'on suppose de plus que la productivité est constante dans le temps, tout comme le niveau d'éducation, alors le terme d'erreur α est également dépendant

de l'individu. Supposons de même que l'hétérogénéité entre entreprises est constante entre les employés et que l'ajustement de l'emploi est constant dans le temps, γ est alors dépendant uniquement de l'entreprise et ξ ne dépend que de l'individu et de l'entreprise. Dans un échantillon transversal, les résidus α , γ , ξ et u ne peuvent pas être distingués. Avec plusieurs observations successives pour tous les individus de l'échantillon, nous obtenons l'équation suivante

$$\ln y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 s_{ij} + \beta_2 x_{ijt} + \beta_3 a_{ijt} + \beta_4 z_{ijt} + \alpha_i + \gamma_j + \xi_{ij} + u_{ijt} \quad (1.19)$$

où i désigne l'employé, j l'entreprise et t la date d'observation.

Cette équation décompose le terme d'erreur en quatre parties: l'une est spécifique à l'individu α_i , la seconde est spécifique à l'entreprise γ_j , la troisième est spécifique à l'ajustement de l'emploi ξ_{ij} et enfin la dernière u_{ijt} qui dépend à la fois de l'individu, de l'entreprise et de la période, est le terme résiduel habituel. Abowd et Kramarz (1999a, p. 2661 - 2665) présentent les biais résultant de l'omission ou de l'agrégation de certains des effets présents dans l'équation (1.19).

Le modèle de salaire avec prise en compte de l'hétérogénéité inobservable s'écrit donc

$$\ln y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 s_{ij} + \beta_2 x_{ijt} + \beta_3 a_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1.20)$$

avec

$$\varepsilon_{ijt} = \alpha_i + \gamma_j + \xi_{ij} + u_{ijt} \quad (1.21)$$

L'utilisation de données de panel permet de tenir compte dans la spécification de l'équation de gains des hétérogénéités inobservables. Nous pouvons ainsi caractériser les biais des estimateurs des moindres carrés ordinaires de β_1, β_2 et β_3 , notés $\widehat{\beta}_1^{mco}, \widehat{\beta}_2^{mco}$ et $\widehat{\beta}_3^{mco}$, lorsque la corrélation entre les variables de capital humain et les hétérogénéités inobservables n'est pas prise en compte

$$\widehat{\beta}_1^{mco} - \beta_1 = a_1 + b_1 + c_1 \quad (1.22)$$

$$\widehat{\beta}_2^{mco} - \beta_2 = a_2 + b_2 + c_2 \quad (1.23)$$

$$\widehat{\beta}_3^{mco} - \beta_3 = a_3 + b_3 + c_3 \quad (1.24)$$

Les modèles de *job matching* et les modèles de *job search* impliquent que la recherche d'emploi au cours d'une carrière conduit à une corrélation positive entre s_{ij} , x_{ijt} et ϕ_{ij} , suggérant que c_1 et c_2 sont positifs. Concernant le signe de c_3 , comme nous l'avons vu, les employés ayant un emploi bien rémunéré le quitteront moins facilement que ceux ayant un emploi moins rémunérateur. De plus, si les entreprises partagent les rendements d'un bon emploi, ϕ_{ij} sera négativement corrélé avec la probabilité de licenciement, ceci suggère que l'ancienneté est positivement corrélée avec ϕ_{ij} et que c_3 est positif. Cependant, les employés vont démissionner pour prendre un autre emploi si et

seulement si les alternatives sont suffisamment élevées pour compenser l'effet sur les salaires de la perte d'ancienneté et les coûts de mobilité, donc c_3 serait négatif. Par conséquent, le signe de c_3 est ambigu. Si a_3 et b_3 sont grands et positifs et c_3 est soit positif, soit négatif et petit, alors le biais de $\hat{\beta}_3^{mco}$ sera positif, et l'effet de l'ancienneté sur les salaires surestimé.

Malheureusement, l'enquête dont nous disposons suit les employés sur une durée trop courte ne permettant pas l'observation de l'effet de l'ajustement de l'emploi³³. Les estimations menées dans la section suivante ne font par conséquent intervenir que deux effets spécifiques, l'un à l'employé et l'autre à l'entreprise.

La corrélation entre l'éducation, l'expérience, l'ancienneté et les effets spécifiques rend non convergentes les méthodes usuelles d'estimation. En particulier, sous l'hypothèse d'endogénéité, les moindres carrés quasi généralisés ne fournissent plus un estimateur convergent. Une solution consiste alors à raisonner sur une estimation intra-individuelle qui élimine l'effet spécifique. Toutefois, cette solution est inadéquate pour l'estimation des fonctions de gains car la transformation intra-individuelle fait disparaître la variable d'éducation ainsi que toutes les variables explicatives invariantes dans le temps. Nous avons alors recouru à la technique des variables instrumentales (Hausman et Taylor, 1981, Amemiya et MaCurdy, 1986, Breusch, Mizon et Schmidt, 1989) présentée dans l'annexe E. L'avantage de cette méthode est qu'elle ne nécessite pas l'utilisation d'instruments exogènes au modèle mais utilise la double dimension des données pour construire différents types de variables pouvant être utilisées comme instruments³⁴.

Avant de présenter les résultats obtenus sur données ivoiriennes, il est intéressant de comparer les résultats et les méthodes utilisées dans quelques unes des nombreuses études mesurant les rendements des variables de capital humain sur données de panel appariées³⁵.

Ces études sont présentées dans le tableau 1.1.

³³ Chaque employé n'est observé que dans une seule entreprise. Par conséquent ϕ_{ij} ne peut être identifié.

³⁴ Altonji et Shakotko (1987) proposent un estimateur par la méthode des variables instrumentales. La principale variable instrumentale pour l'ancienneté est la déviation de cette variable autour de sa moyenne pour l'ensemble des observations sur un emploi donné. En utilisant cet estimateur, ils obtiennent que 10 années d'ancienneté conduisent à une augmentation de salaires de 2.7%, environ un dixième de leur estimation MCO.

³⁵ Voir également Abowd et Kramarz (1999a) pour des résultats complémentaires.

Tableau 1.1. Quelques résultats relatifs aux fonctions de gains

Auteurs	Données	Education	Expérience	Ancienneté	Méthode d'estimation
Abowd, Kramarz et Margolis, 1994	France panel 1976-1987	-	0.072(h)	-3.37e-05(h)	'projection method'
Altonji et Shakotko, 1987	USA panel, 1968-81	0.046	0.0589	-0.004	variables instrumentales
Barth, 1997	Norvège	0.04	0.01	0.003	effet spéc. entreprise
Goux, Maurin, 1994	France 1970,77,85,93	0.08	0.02	0.005	effet spéc. entreprise
Guillotini et Sevestre, 1994	France panel 68-87	0.13	0.062	-	variables instrumentales
Topel, 1991	USA panel 68-83	-	0.071	0.054	effet spéc. entreprise

1.3. Taux de rendement des variables de capital humain dans le secteur manufacturier ivoirien

Cette section est consacrée à l'estimation d'équations de gains à l'aide des données issues des deux passages de l'enquête RPED. Rappelons que les entreprises interrogées constituent un panel qui se veut représentatif de la distribution par taille des entreprises parmi quatre secteurs de l'industrie de Côte d'Ivoire : les secteurs du bois, de l'agro-alimentaire, du textile et des métaux. Lors de chaque passage, quand cela a été possible, un échantillon représentatif de dix employés de chaque entreprise a été interrogé. Ces données rassemblent des informations sur les caractéristiques de capital humain et les caractéristiques démographiques d'un échantillon de salariés (par conséquent, les résultats doivent être interprétés conditionnellement au fait d'avoir un emploi salarié). Nous disposons ainsi de données liant des informations sur les caractéristiques des employés à des informations sur les caractéristiques des entreprises les employant.

N'étant plus présents dans l'entreprise, tous les employés n'ont pu être réinterrogés au second passage, l'échantillon d'employés dont nous disposons n'est donc pas cylindré. Suivant Nijman et Verbeek (1992), nous introduisons dans le modèle une variable muette liée au statut de la présence des individus dans l'échantillon afin de corriger l'éventuel biais d'attrition (voir annexe F).

L'échantillon final contient 920 employés et 157 entreprises.

En partant de la relation empirique simple suggérée par la théorie du capital humain, nous introduisons progressivement les effets des ressources individuelles puis les effets de l'hétérogénéité des politiques salariales des dif-

férents employeurs. Nous utilisons une approche à variables instrumentales afin de corriger simultanément les problèmes résultants de l'existence d'un biais d'hétérogénéité dans l'analyse des rendements de l'éducation, de l'expérience professionnelle et de l'ancienneté. La méthode retenue est celle proposée par Hausman et Taylor (1981), Amemiya et MaCurdy (1986), et Breush, Mizon et Schmidt (1989) dans le cadre d'un modèle à erreurs composées avec régresseurs endogènes. Cette méthode ne requiert pas d'instruments externes au modèle, la rendant particulièrement attractive.

La variable mesurant le salaire correspond au salaire net, primes et indemnités incluses, avant déduction des remboursements de prêts, rapporté à un salaire mensuel. Deux mesures du niveau d'éducation sont utilisées: le diplôme acquis par l'employé et le nombre d'années passées dans le système scolaire. En ce qui concerne la mesure de l'expérience acquise sur le marché du travail, celle-ci a été calculée en soustrayant à l'âge de l'employé, le nombre d'années de scolarisation, et six années, l'âge auquel les enfants sont scolarisés. Ceci suppose implicitement que tout le temps de la vie de l'employé a été passé soit à l'école soit sur le marché du travail. Cette mesure comporte bien entendu des limites, notamment pour les femmes, qui ont une carrière moins continue que les hommes, pour les personnes ayant connu du chômage ou ayant interrompu leur carrière pour toute sorte de raison, etc.

Le tableau 1.2. rassemble quelques statistiques descriptives sur les caractéristiques de capital humain des employés de notre échantillon.

Tableau 1.2. Caractéristiques des dotations en capital humain de l'échantillon

	moyenne	écart-type
nombre d'années d'éducation	12,7	4,87
nombre d'années d'expérience	16,5	8,56
nombre d'années d'ancienneté	8,05	6,80
primaire	0,40	0,49
diplômes:		
secondaire classique	0,14	0,34
secondaire technique	0,21	0,41
supérieur technique	0,05	0,23
université, grandes écoles Ivoiriennes	0,02	0,14
université, grandes écoles étrangères	0,02	0,15

source: RPED, 1995, 1996 (1155 observations)

En moyenne, les employés de notre échantillon ont suivis 12 années de scolarité, ont 16 années d'expérience sur le marché du travail et sont depuis 8 ans dans l'entreprise dans laquelle ils ont été interrogés. 35% des employés de

l'échantillon sont titulaires d'un diplôme de l'enseignement secondaire contre 9% pour le supérieur.

1.3.1. Le modèle de référence: scolarité, expérience professionnelle et ancienneté

Commençons par analyser la dispersion des salaires à une date donnée (1996), selon les variables de capital humain observées, dont l'éducation, l'expérience professionnelle et l'ancienneté dans l'emploi. Les résultats de ces estimations sont présentés dans les premières colonnes du tableau 1.3.

Les résultats sont conformes aux prédictions de la théorie du capital humain et les ordres de grandeur sont comparables à ceux obtenus pour la Côte d'Ivoire (Eysen, 1996) et pour d'autres pays africains (ISA group³⁶, 1998) à partir de la même enquête. Le taux de rendement privé estimé de l'éducation est de 11.2%. Van der Gaag et Vijverberg (1989) cependant, obtiennent sur leurs données de 1986 concernant un échantillon de la population rurale et urbaine des trois secteurs de l'activité économique ivoirienne, un taux de rendement d'une année supplémentaire de scolarité très élevé (20%). Psacharopoulos (1985) reporte une moyenne de 13% sur différents pays africains. Ces économies (Ethiopie, Kenya, Maroc et Tanzanie), sont (à l'exception du Maroc) considérés comme plus pauvres que la Côte D'Ivoire. Psacharopoulos montre que les rendements de l'éducation ont tendance à décroître avec le développement économique.

Le logarithme du salaire est une fonction concave de l'expérience professionnelle et croissante de l'ancienneté. Les taux de rendement de ces deux variables sont relativement faibles puisqu'ils se situent entre 3 et 5%.

Afin de mesurer l'impact de l'acquisition d'un diplôme, pouvant indiquer, comme nous l'avons vu, l'habileté ou la motivation, constituant un signal utilisé par l'employeur pour indiquer les compétences de l'employé, nous introduisons des variables muettes représentant le diplôme le plus élevé dont chaque employé est titulaire. Notons que les diplômes du primaire, du secondaire et du supérieur sont cumulatifs; un employé titulaire d'un diplôme du supérieur est également titulaire d'un diplôme du secondaire et du primaire. Les estimations montrent que la qualité de la régression est améliorée; les taux de rendement des différents diplômes sont élevés (46% pour le primaire³⁷).

³⁶ Bigsten, Collier, Dercon, Fafchamps, Gauthier, Gunning, Isakson, Oduro, Oostendrop, Patillo, Soderbom, Teal, Zeufack.

³⁷ Comme le notent Halvorsen et Palmquist (1980), l'effet d'une variable muette dans une régression semi-logarithmique correspond à $c = \exp(\hat{\beta}) - 1$, où $\hat{\beta}$ représente le coefficient estimé de cette variable. Pour $c < 0.25$, nous avons $c \simeq \hat{\beta}$.

Section 1.3. Taux de rendement des variables de capital humain dans le secteur manufacturier ivoirien

Tableau 1.3. Estimation de l'équation de gains

	MCO		MCO		MCO		MCO		MCO	
	(3a)	(3b)	(3c)	(3c')	(3d)	(3d')	(3e)	(3e')	(3e)	(3e')
éduc	0.112	(16.6)**	-	-	0.067	(10.96)**	-	-	0.018	(2.7)**
exp	0.053	(3.0)**	0.049	(3.4)**	0.062	(4.27)**	0.054	(4.0)**	0.058	(4.5)**
exp ² /100	-0.083	(2.0)*	-0.106	(3.1)**	-0.122	(3.49)**	-0.123	(3.8)**	-0.115	(3.7)**
anc	0.034	(6.1)**	0.032	(7.3)**	0.019	(4.02)**	0.026	(6.1)**	0.021	(4.9)**
primaire	-	-	0.386	(4.1)**	-	-	0.180	(1.97)*	0.138	(1.5)
sec. class.	-	-	0.980	(8.9)**	-	-	0.554	(5.0)**	0.460	(4.3)**
sec. tech.	-	-	0.928	(9.3)**	-	-	0.417	(4.0)**	0.327	(3.2)**
sup. tech.	-	-	1.603	(13.4)**	-	-	1.017	(7.9)**	0.882	(6.8)**
univ.Ivoir.	-	-	2.344	(19.7)**	-	-	1.730	(13.3)**	1.48	(10.3)**
univ.étr.	-	-	2.44	(19.3)**	-	-	1.794	(12.8)**	1.44	(9.6)**
ouest Afri.	-	-	-	-	-0.37	(3.24)**	-0.490	(4.6)**	-0.406	(4.0)**
non Afri.	-	-	-	-	2.066	(6.56)**	1.368	(4.6)**	1.607	(5.7)**
marié	-	-	-	-	-0.165	(0.48)	-0.408	(0.40)	-0.394	(1.2)
sexe	-	-	-	-	0.006	(0.07)	0.0085	(0.10)	0.041	(0.5)
hebdo	-	-	-	-	-0.019	(2.92)**	-0.002	(0.47)	-0.015	(2.6)**
perma.	-	-	-	-	0.442	(2.10)*	0.419	(2.15)*	0.434	(2.3)*
Abidjan	-	-	-	-	0.422	(3.33)**	-0.376	(3.2)**	0.392	(3.5)**
apprenti	-	-	-	-	-0.369	(4.77)**	-0.285	(3.9)**	-0.359	(5.0)**
cste	9.29	(47.4)**	10.178	(67.2)**	9.552	(25.39)**	9.558	(28.7)**	9.78	(28.7)**
N	589		592		576		579		576	
R ² _{aj.}	0.44		0.65		0.66		0.72		0.74	
F-stat	118**		125**		57**	23**	62**	10**	64**	16.92**

Notes: - les valeurs absolues de la statistique de Student sont indiquées entre parenthèses

- (*): significatif au seuil de 5%, (**): significatif au seuil de 1%

- les données étant issues d'un échantillon stratifié, les observations sont pondérées par l'inverse de la probabilité de faire partie de l'échantillon (cf. présentation de l'enquête, chapitre introductif)

- les estimations incluent trois variables sectorielles et cinq variables catégorielles

- les tests de Fisher des colonnes (3c'), (3d') et (3e') comparent les équations (3c), (3d) et (3e) aux équations (3a), (3b) et (3d) respectivement.

D'autres signaux peuvent être pertinents dans la formation des salaires. Nous introduisons par conséquent les caractéristiques démographiques des employés ainsi que des variables muettes contrôlant l'effet de l'appartenance à un secteur d'activité et à une catégorie professionnelle (colonnes (3c) et (3d))³⁸.

³⁸ Trois variables sectorielles sont introduites (métal, textile et bois) ainsi que cinq variables de catégories professionnelles (cadres supérieurs, agents de maîtrise et techniciens, maintenance, personnels

Parmi les variables reflétant les caractéristiques observables des employés, se trouvent l'origine, le sexe, le statut marital, une variable indiquant si l'employé a effectué un apprentissage dans le secteur ou dans l'entreprise, le nombre d'heures hebdomadaires de travail, une variable indiquant si l'employé est un employé permanent et enfin une indication sur le lieu de travail. L'ensemble des variables exogènes expliquent plus de 66% de la variance du logarithme du salaire. Le test de Fisher indique que le modèle est amélioré lors de l'introduction de ces variables démographiques. Leur introduction dans l'équation de gains conduit à une diminution du taux de rendement de l'éducation, puisqu'il n'est plus maintenant que de 6%.

L'estimation met en évidence une discrimination salariale envers les employés originaires d'Afrique de l'ouest (hors Côte d'Ivoire); ces employés ont en moyenne un salaire inférieur de 44% à celui des employés ivoiriens, toutes choses égales par ailleurs. La Côte d'Ivoire est une destination traditionnelle d'immigration à partir du Mali et du Burkina-Faso essentiellement. Les employés non originaires d'Afrique ont quant à eux des salaires bien supérieurs à celui des employés ivoiriens.

Les femmes ne semblent pas quant à elles être victimes de discrimination sur le marché du travail; ce résultat surprenant est sans doute lié à un biais de sélection, les femmes étant très peu nombreuses dans l'échantillon, les caractéristiques expliquant leur présence dans l'échantillon ne sont sans doute pas indépendantes de leurs salaires.

Le coefficient estimé de l'apprentissage, qui est un investissement en capital humain, est de signe opposé à celui attendu. Cela s'expliquerait par le fait que l'apprentissage prépare plutôt à une carrière dans le secteur informel ou dans de petites structures, où les salaires sont moins élevés.

Les employés travaillant à Abidjan, capitale économique du pays, ont un salaire significativement plus élevé que ceux travaillant à Bouaké ou à San Pedro.

Les salariés mariés auraient pu être supposés plus stables et donc plus susceptibles d'augmenter leur productivité et par là leur salaire. Le signal pour l'employeur est toutefois ambigu: un salarié marié, en particulier s'il a des enfants, pourrait avoir plus de difficultés qu'un célibataire à s'investir dans son travail. Dans notre échantillon, le fait d'être marié influence négativement le salaire.

Les employés permanent perçoivent un salaire significativement plus élevé que les salariés occasionnels ou saisonniers.

Le nombre d'heures de travail hebdomadaires semble plutôt influencer les salaires à la baisse. Ceci s'explique peut-être par une erreur dans la mesure de

administratifs, travailleurs de production qualifiés).

cette variable. En effet, certains salariés peuvent cumuler plusieurs emplois, notamment de gardiennage, impliquant un nombre d'heures de travail déclaré élevé pour un salaire très faible.

Les mêmes commentaires s'appliquent au vu des résultats de l'estimation présentée dans la colonne (3d). En contrôlant les caractéristiques démographiques des individus, les taux de rendement des diplômes sont bien moins élevés.

En comparant les colonnes (3d) et (3e), nous observons que l'effet des années de scolarité, bien que toujours significatif, a considérablement diminué (1,8%). L'obtention d'un diplôme d'enseignement primaire n'a plus d'influence significative sur les salaires. L'effet des autres diplômes en revanche, demeure, tout en diminuant. Bien que ces résultats montrent la prime rémunérant les diplômes, le nombre d'années d'études continue d'être récompensé. Notons de plus que la régression n'introduisant que les diplômes (3d) explique significativement moins bien les salaires que celle introduisant également le nombre d'année d'éducation (3e) (test de Fisher significatif à 1%).

La section précédente a mis en évidence que les variables de capital humain ont de bonnes raisons d'être corrélées avec le terme d'erreur de ces régressions. Dans le paragraphe suivant, l'exploitation de la double dimension des données permet de corriger ce biais d'endogénéité.

1.3.2. Les déterminants individuels des salaires

Nous introduisons maintenant des effets fixes individuels afin de contrôler l'hétérogénéité inobservable des employés dans l'estimation utilisant les deux années de notre panel. Cela permet d'isoler ce qui, d'une part, relève de l'accumulation du capital humain au cours de la vie et d'autre part, ce qui est spécifique, c'est-à-dire lié aux différences entre les individus.

Les tests du rapport de vraisemblance et du multiplicateur de Lagrange indiquent l'existence de tels effets spécifiques, les aptitudes et les ressources individuelles non mesurées ayant un impact significatif sur la hiérarchie des salaires. L'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires serait donc affectée d'un biais dû à la non prise en compte de l'hétérogénéité individuelle.

Dans les dernières colonnes du tableau 1.4. (4d, 4e, 4f), nous présentons les résultats obtenus à l'aide de méthodes d'estimation à variables instrumentales utilisant respectivement les instruments proposés par Hausman et Taylor (1981), Amemya et MaCurdy (1986) et Breush, Mizon et Schmidt (1989), notée VI-HT, VI-AM et VI-BMS (ces méthodes sont présentées en annexe).

Nous supposons que le groupe de variables variantes dans le temps contient le statut marital, le nombre d'heures de travail hebdomadaires, la localisation ainsi que le fait d'être un employé permanent, supposées être non corrélées avec

α_i , alors que l'expérience et l'ancienneté sont supposées corrélées à cet effet. Les variables exogènes invariantes dans le temps sont le sexe, l'apprentissage et l'origine géographique, alors que l'éducation est traitée comme endogène.

En comparant l'estimateur des moindres carrés quasi généralisés (MCQG) et l'estimateur VI-HT, le test de spécification de Hausman (1978) modifié indique que l'on ne peut rejeter l'hypothèse que certaines des variables explicatives de notre équation de gains soient corrélées à α_i ; l'estimateur VI-HT est par conséquent préféré à l'estimateur MCQG. La même conclusion s'applique aux estimateurs VI-AM et VI-BMS.

Section 1.3. Taux de rendement des variables de capital humain dans le secteur manufacturier ivoirien

Tableau 1.4. Equation de gains et hétérogénéité individuelle

	MCO	effets fixes	effets aléatoires	VI - HT	VI-AM	VI-BMS
	(4a)	(4b)	(4c)	(4d)	(4e)	(4f)
éducation	0.072 (16.22)***	-	0.051 (10.3)***	0.184 (11.31)***	0.154 (13.01)***	0.154 (13.2)***
expérience	0.063 (6.24)***	0.062 (2.22)**	0.040 (4.82)***	0.048 (1.40)	0.063 (2.38)**	0.065 (2.45)***
exp ² /100	-0.114 (4.66)***	-0.132 (1.59)	-0.061 (2.99)***	-0.025 (0.27)	-0.092 (1.30)	-0.096 (1.37)
ancienneté	0.028 (7.84)***	0.038 (1.44)	0.018 (5.09)***	0.023 (1.76)*	0.044 (4.26)***	0.044 (4.25)***
ouest afric.	-0.244 (3.18)***	-	-0.179 (2.77)***	0.077 (0.61)	-0.075 (0.72)	-0.075 (0.71)
non Africain	2.003 (9.08)***	-	1.86 (10.5)***	2.032 (5.91)***	2.20 (7.38)***	2.210 (7.41)***
marié	-0.045 (1.25)	-0.608 (0.22)	-0.038 (1.77)*	-0.026 (1.28)	0.001 (0.062)	0.001 (0.059)
sexe	0.085 (1.58)	-	0.130 (1.90)**	0.403 (4.01)***	0.214 (2.81)***	0.213 (2.81)***
nbre h hebdo	-0.006 (1.81)****	-0.001 (0.04)	-0.001 (0.04)	0.005 (1.63)*	0.001 (0.63)	0.002 (0.71)
permanent	0.045 (0.29)	0.004 (0.02)	0.191 (1.43)	-0.123 (0.77)	-0.128 (0.93)***	-0.130 (0.94)
Abidjan	0.440 (6.73)***	0.574 (1.96)**	0.270 (4.141)***	0.724 (6.47)***	0.526 (6.15)***	0.524 (6.14)***
apprenti	-0.292 (5.73)***	-	-0.235 (4.63)***	-0.300 (3.88)***	-0.305 (4.53)***	-0.303 (4.41)***
constante	8.94 (3547)***	-	9.33 (43.6)***	1.58 (15.95)***	1.79 (23.0)***	1.79 (22.9)***
N	1155					
nbre d'individus	920					
R ² ajusté	0.75	0.98	0.66	0.84	0.87	0.87
LR-test		5462***				
LM-test			128***			
test d'Hausman				652***	3279***	4250***

Notes: - les valeurs absolues de la statistique de Student sont indiquées entre parenthèses: (*): significatif au seuil de 10%, (**): significatif au seuil de 5%, (***): significatif au seuil de 1%. Les données étant issues d'un échantillon stratifié, les observations sont pondérées par l'inverse de la probabilité de faire partie de l'échantillon. Les estimations incluent trois variables sectorielles et cinq variables catégorielles ainsi qu'une variable muette indiquant le statut

Chapitre 1. Théorie du capital humain et sources d'hétérogénéité inobservable

de présence de chaque individu dans le panel. Les variables supposées endogènes et instrumentées sont l'éducation, l'expérience professionnelle et l'ancienneté. Le test du rapport de vraisemblance ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'existence d'effets spécifiques certains, le test du multiplicateur de Lagrange ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'existence d'effets spécifiques aléatoires, les tests d'Hausman, comparant les estimations MCQG et VI-HT, VI-AM, VI-BMS, ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'endogénéité des variables de capital humain.

En contrôlant l'hétérogénéité inobservable des employés, nous observons une diminution du taux de rendement de l'éducation. Cependant, en corrigeant l'endogénéité de cet effet individuel, les résultats indiquent que le taux de rendement de l'éducation augmente fortement puisqu'il est maintenant égal à 18% et 15% selon les instruments utilisés. La méthode d'estimation tenant compte de la corrélation entre l'effet individuel et l'éducation augmente donc le coefficient de l'éducation, ce qui paraît contre intuitif et incohérent avec le biais d'habileté mis en évidence plus haut. C'est cependant ce à quoi aboutissent les différentes méthodes d'estimations présentées par Hausman et Taylor (1981), Griliches (1977), Griliches, Hall et Hausman (1978). Mais aucune de ces études n'a en revanche, simultanément tenu compte de la possible corrélation entre les variables d'expérience et d'ancienneté et les effets spécifiques individuels. Notons tout de même que ce résultat, spécifiant un taux de rendement de l'éducation très élevé, et de plus très différent de celui obtenu par l'estimation MCQG, est à nuancer, la validité des instruments utilisés étant parfois remise en cause (Moulet, 2000).

L'effet de l'expérience professionnelle devient non significatif dans l'estimation utilisant les instruments proposées par Hausman et Taylor mais de l'ordre de 6% dans les autres cas.

Le taux de rendement de l'ancienneté, quant à lui, a considérablement diminué avec l'introduction des effets spécifiques individuels mais redevient égal à 2% avec les instruments de Hausman et Taylor et à 4% dans les autres cas, lorsque l'on corrige le biais dû à l'endogénéité de cette variable.

La prise en compte de l'hétérogénéité inobservable a fait disparaître la discrimination envers les employés originaires d'Afrique de l'ouest. La variable sexe devient significative indiquant que les hommes ont, toutes choses égales par ailleurs, un salaire supérieur de 49% (4d) et de 23% (4e) à celui des femmes. Bien que son influence soit très faible, le nombre d'heures hebdomadaires de travail influence maintenant positivement les salaires.

1.3.3. Les pratiques salariales spécifiques aux entreprises

Les pratiques d'embauche et de rémunération peuvent être très différentes d'une entreprise à l'autre. Comme nous l'avons vu, négliger la diversité des employeurs peut conduire à des estimations biaisées des rendements des variables de capital humain. Il convient donc de tenir compte de l'hétérogénéité inobservable des entreprises. Pour cela, le tableau 1.5. reporte les résultats des estimations de plusieurs régressions effectuées sur les données relatives à l'année 1996. Les colonnes (5a) et (5c) présentent les résultats de l'estimation intra-entreprise de l'équation de gains (estimateur *within*). L'estimation *within* est basée sur les variations intra-entreprise uniquement, mesurant chaque variable comme déviation par rapport à la moyenne de l'entreprise. Cet estimateur est convergent même dans le cas où certaines variables sont corrélées avec l'effet spécifique. Les colonnes suivantes présentent les résultats des estimations par les MCQG, supposant que l'effet spécifique est aléatoire et l'absence de corrélation entre les variables explicatives et γ_j . En comparant les estimateurs *within* et MCQG, nous testons l'hypothèse que certaines des variables explicatives dans notre équation de salaires sont corrélées avec γ_j ; avec $\chi^2=20$ et $\chi^2=21$, le test d'Hausman (1978) nous indique que l'hypothèse d'exogénéité des effets spécifiques aléatoires ne peut être rejetée. L'estimateur MCQG est alors l'estimateur convergent efficace.

Tableau 1.5. Equation de gains et hétérogénéité des entreprises

	ef. fixes		ef. aléat.		ef. fixes		ef. aléat.	
	(5a)		(5b)		(5c)		(5d)	
éduc	0.054	(5.99)***	0.054	(6.70)***	-	-	-	-
exp	0.032	(1.87)*	0.047	(3.05)***	0.054	(3.44)***	0.059	(4.23)***
exp ² /100	-0.033	(0.81)	-0.077	(2.12)**	-111	(2.95)***	-0.124	(3.76)***
anc	0.007	(1.17)	0.010	(1.84)*	0.026	(4.72)***	0.026	(5.26)***
primaire	-	-	-	-	0.093	(0.89)	0.119	(1.28)
sec. clas.	-	-	-	-	0.294	(2.28)***	0.329	(2.88)***
sec. tech.	-	-	-	-	0.333	(2.73)***	0.351	(3.26)***
sup. tech.	-	-	-	-	1.222	(7.64)***	1.177	(8.38)***
univ.Ivoir.	-	-	-	-	1.888	(9.96)***	1.886	(11.49)***
univ.étr.	-	-	-	-	1.990	(10.5)***	1.96	(11.5)***
ouest Afri.	-0.246	(3.92)***	-0.418	(3.47)***	-0.445	(3.47)***	-0.390	(3.59)***
non Afri.	1.951	(5.48)***	1.967	(6.22)***	1.159	(3.51)***	1.295	(4.48)***
marié	-0.175	(0.56)	-0.148	(0.48)	-0.185	(0.65)	-0.231	(0.76)
sexe	0.023	(0.20)	-0.012	(0.12)	-0.023	(0.24)	-0.037	(0.42)
hebdo	-0.013	(1.91)**	-0.012	(1.97)**	0.003	(0.05)	0.006	(0.11)
perma.	0.335	(1.36)	0.376	(1.71)*	0.457	(2.04)**	0.421	(2.14)**
Abidjan	0.286	(2.02)**	0.310	(2.39)***	0.214	(1.68)*	0.231	(2.00)**
apprenti	-0.296	(3.07)***	-0.277	(3.19)***	-0.198	(2.25)**	-0.200	(2.55)***
cste	-	-	9.923	(24.2)***	-	-	9.96	(27.8)***
nbre d'obs.	576				579			
nbre d'entr.	157				157			
R2aj.	0.77				0.82			
LR-test	415***				435***			
LM-test					158***		164***	
test d'Hausman					20		21	

Notes: -les valeurs absolues de la statistique de Student sont indiquées entre parenthèses: (*): significatif au seuil de 10%, (**): significatif au seuil de 5%, (***): significatif au seuil de 1%; les données étant issues d'un échantillon stratifié, les observations sont pondérées par l'inverse de la probabilité de faire partie de l'échantillon; les estimations incluent trois variables sectorielles et cinq variables catégorielles. Le test du rapport de vraisemblance ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'existence d'effets spécifiques certains, le test du multiplicateur de Lagrange ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'existence d'effets spécifiques aléatoires, le test d'Hausman, comparant les estimations MCQG et within, ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'exogénéité des effets spécifiques aléatoires.

Nous examinons ensuite la robustesse de ces estimations face à quelques changements de spécifications. Les colonnes (5b) et (5d) remplacent le nombre d'années d'études par les diplômes obtenus.

Les résultats sont assez proches de ceux obtenus précédemment. La prise en compte de l'hétérogénéité inobservable des entreprises conduit à une très légère diminution du taux de rendement de l'éducation; ceci indiquerait une corrélation positive entre le niveau d'éducation et les entreprises à hauts salaires.

L'estimation du coefficient de l'ancienneté indique que 10 années d'ancienneté supplémentaire dans l'entreprise conduisent à une augmentation de salaire de 10%. Ce rendement est plus élevé quand les diplômes sont introduits. L'effet de l'ancienneté est plutôt élevé, comparé à celui obtenu en France ou aux Etats Unis (voir, par exemple, Goux et Maurin, 1994, Altonji et Shakotko, 1987, Topel, 1991) mais de la taille de celui observé dans d'autres économies africaines (voir, par exemple, Teal, 1996).

Nous observons une diminution sensible des rendements de l'expérience ainsi que de l'ancienneté lorsque nous passons de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires à l'estimation MCQG. Ceci indique qu'il existe une tendance pour les employés à finir leur carrière dans des entreprises offrant des rémunérations élevées alors qu'ils deviennent plus expérimentés.

Conclusion

Dans ce chapitre nous présentons les résultats des estimations des taux de rendement des variables de capital humain des personnes salariées dans le secteur manufacturier ivoirien. Nous obtenons des mesures corrigées des différentes sources de biais indiquant un taux de rendement de l'éducation élevé (18 à 15%), mettant en évidence l'importance du biais dû à l'endogénéité des effets spécifiques individuels. Les taux de rendement des diplômes sont également élevés (11% pour l'enseignement primaire et 41% pour le secondaire). En revanche, l'expérience acquise sur le marché du travail a un taux de rendement de 6%, contre 4% pour l'ancienneté. Ce résultat indique donc que l'expérience totale acquise sur le marché du travail a une influence plus importante sur les salaires que l'ancienneté dans le dernier emploi.

Conformément aux prédictions de la théorie du capital humain, fondée sur les différences de salaires compensatrices, une personne ayant supporté un investissement élevé en accumulant du capital humain, voit son effort récompensé par le versement de salaires élevés tout au long de sa vie. Il a été supposé que seules ses caractéristiques de dotation en capital humain, aux côtés d'autres informations démographiques individuelles influencent les salaires.

Au travers de l'introduction d'un effet spécifique tenant compte de l'hétérogénéité inobservable des entreprises, nous avons cependant mis en évidence l'importance des politiques salariales spécifiques aux employeurs dans la détermination du salaire. Les résultats obtenus dans ce chapitre nous conduisent à remettre en cause l'hypothèse de détermination concurrentielle des salaires. Il convient donc maintenant d'affiner l'analyse des politiques salariales mises en place dans les entreprises.

Les chapitres suivants de la thèse se consacrent alors à la mise en évidence de déterminants non concurrentiels dont les origines sont à rechercher dans des mécanismes d'interactions stratégiques entre les membres de la relation d'emploi. Les données liant les informations sur les caractéristiques individuelles des employés à celles des entreprises qui les emploient permettent en effet le développement des applications de la théorie de l'agence à la relation employeur - employé.