

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2003 / 06

**Âge, salaire et productivité**  
*La productivité des salariés*  
*décline-t-elle en fin de carrière ?*

Patrick AUBERT - Bruno CRÉPON

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

**G 2003 / 06**

**Âge, salaire et productivité**

*La productivité des salariés  
décline-t-elle en fin de carrière ?*

Patrick **AUBERT** \* - Bruno **CRÉPON** \*\*

NOVEMBRE 2003

*Nous remercions Didier Blanchet, Cécile Détang-Dessendre, Sébastien Roux, Daniel Szpiro, ainsi que les participants au séminaire D3E du 5 février 2003, au colloque « Age et emploi » organisé par la DARES, aux Journées de Microéconomie Appliquée de 2003, au congrès de l'Association Européenne des Économistes du Travail de 2003, et au séminaire SERH de l'université de Lille-1 pour leurs nombreux commentaires et suggestions sur cette étude.*

---

\* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise » - Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF

\*\* CREST - Département de la Recherche - Timbre J310 - 15, bd Gabriel Péri - 92245 MALAKOFF

## Âge, salaire et productivité

*La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?*

### Résumé

Dans cette étude, nous estimons le profil moyen de la productivité en fonction de l'âge. Pour cela, nous étudions comment la productivité d'une entreprise dépend de la structure par âge de sa main d'œuvre. Nos résultats suggèrent que la productivité croît avec l'âge jusqu'à 40 ans, puis se stabilise. Nous ne voyons pas dans nos résultats apparaître de différence importante entre productivité et salaire, si ce n'est aux âges les plus élevés (plus de 55 ans) dans certains secteurs.

Ces observations vont à l'encontre des résultats d'études antérieures sur ce sujet. Elles suggèrent que la relation négative entre âge de la main d'œuvre et productivité des entreprises, parfois observée dans ces études antérieures, résulte d'un biais d'endogénéité plutôt que d'une véritable décroissance de la productivité en fin de carrière. Ceci étant, ce constat ne vaut que pour les travailleurs restant en emploi : on ne contrôle pas le phénomène d'éviction des travailleurs moins productifs.

**Mots-clés** : productivité du travail, demande de travailleurs âgés, fonction de production

---

## Age, Wage and Productivity:

*Does Productivity Decline at the End of Workers' Career?*

### Abstract

In this study, we provide an estimation of the average age-productivity profile in the French private sector. The relative productivity of groups of workers is estimated through the relationship between a firm's productivity and the age structure of its labour force. We find that productivity rises with age up to 40, then remains quite stable afterwards. Our results show no evidence of a significant difference between wage and productivity, unless after 55 in some sectors where the situation is unclear.

Our results contradict previous studies on the issue of age, wage and productivity. They suggest that previous estimations of a lower productivity for workers after 50 may reveal an endogeneity bias rather than a true decrease of productivity for older workers. However, this observation only applies to workers who remain in employment. We do not control for eviction of less productive workers.

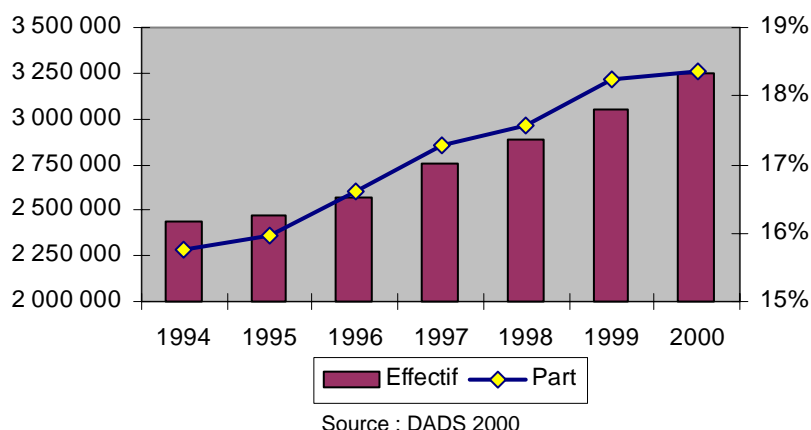
**Keywords:** Labour productivity, demand for older workers, production functions

**Classification JEL** : J24, J31

## Introduction

Avec l'arrivée à la cinquantaine des générations du « *baby-boom* », la part des salariés les plus âgés dans la main d'œuvre des entreprises s'est fortement accrue depuis 1995. En 2000, les salariés de 50 ans et plus représentaient en effet 18,4 % des effectifs du secteur privé en équivalent année-travail, contre 16 % en 1995 (graphique 1).

**Graphique 1 : Effectifs et part des salariés âgés dans la main d'œuvre du secteur privé**



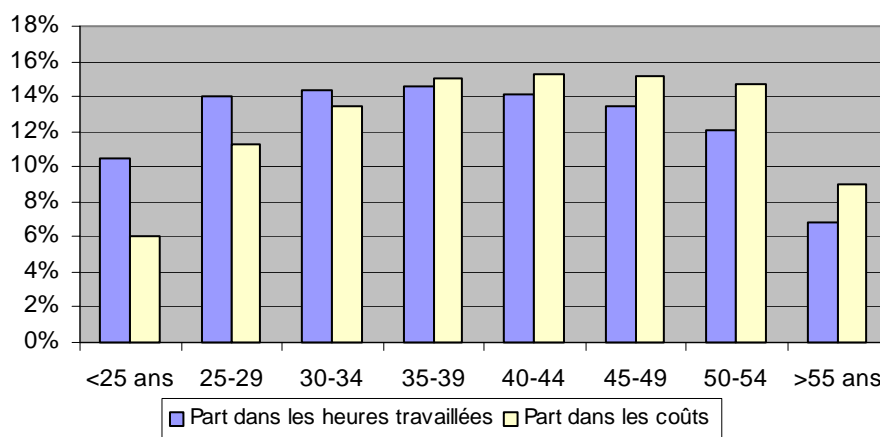
Dans ce contexte général de vieillissement de la population, la question de l'évolution de la productivité et des salaires avec l'âge se pose comme une question de premier plan. Le graphique 2 montre le « poids » de chacune des classes d'âge dans le total des heures travaillées et dans la masse salariale totale. En 2000, les 50-54 ans et les plus de 55 ans représentent en moyenne respectivement 12,1 % et 6,8 % du total des heures travaillées, mais 14,7 % et 9 % de la masse salariale totale (graphique 2). On retrouve là la conséquence de l'observation classique de croissance, en moyenne, du salaire avec l'âge. Cette croissance peut traduire le rendement de l'expérience, dans la mesure où celle-ci se traduit par une plus grande productivité, qui elle-même est récompensée par un salaire plus élevé.

Il convient néanmoins de se demander si la totalité du « gain » de salaire peut s'expliquer par des gains de productivité. En particulier, s'il existe des rigidités sur l'ajustement des salaires, des pertes de productivité, liées à la conjoncture ou au vieillissement des salariés, pourraient ne pas être répercutées sur les salaires. De même, certaines entreprises pratiquent des politiques de salaire à l'ancienneté qui se traduisent, pour les salariés les plus anciens, par un salaire supérieur à leur productivité réelle. Ce « décrochage » entre salaire et productivité est un élément important de la compréhension de la stratégie d'emploi des entreprises, puisqu'il déterminera la demande de travail envers les différentes catégories de salariés. En particulier, une diminution de la productivité en fin de carrière pourrait être la cause d'un phénomène d'éviction de certains salariés âgés.

La réponse à cette question est déterminante dans le cadre de la réforme des systèmes de retraite. Le succès d'une telle réforme passe en effet par une augmentation de l'emploi des salariés âgés, traduit formellement par l'engagement européen pris à Stockholm (2001) visant à atteindre un taux d'emploi de 50 % pour les travailleurs âgés d'ici à 2010. Or la réalisation de cet objectif de relèvement des taux d'emploi des plus âgés nécessite qu'il y ait une augmentation à la fois de l'offre et de la demande de travail pour les salariés de plus de 50 ans. S'il existe un

décrochage significatif entre salaire et productivité, et donc une faible demande de salariés âgés, cet objectif pourrait donc s'avérer difficilement réalisable.

**Graphique 2 : Poids des classes d'âge dans le total des heures travaillées et dans la masse salariale**



Source : DADS 2000

Dans cette étude, nous cherchons à alimenter le débat sur la demande de salariés âgés en estimant des « profils » selon l'âge de la productivité et du salaire. La structure du document est la suivante. Nous discutons en premier lieu la signification et l'évaluation d'un « profil de productivité » par âge. Nous présentons ensuite quelques résultats descriptifs sur la répartition des salariés âgés parmi les diverses entreprises. Cette répartition est différente entre salariés âgés et salariés plus jeunes, parce qu'elle traduit l'historique des flux d'emploi passés, et donc les ajustements de la main d'œuvre aux chocs de productivité. Cette répartition est donc endogène, ce qui est source de certains biais dans l'estimation de profils de productivité par les fonctions de production : nous illustrons ce problème dans la troisième partie. Nous présentons et discutons ensuite une méthode de correction de ce biais. Le profil de productivité estimé peut dès lors être confronté à un profil de salaire, afin de savoir si les gains de salaire avec l'âge s'expliquent bien ou non par des gains de productivité. Enfin, nous estimons en dernière partie une forme moins contrainte de la fonction de production, afin d'estimer séparément un profil de productivité selon l'âge pour chacune des catégories non qualifiées, qualifiées et très qualifiées.

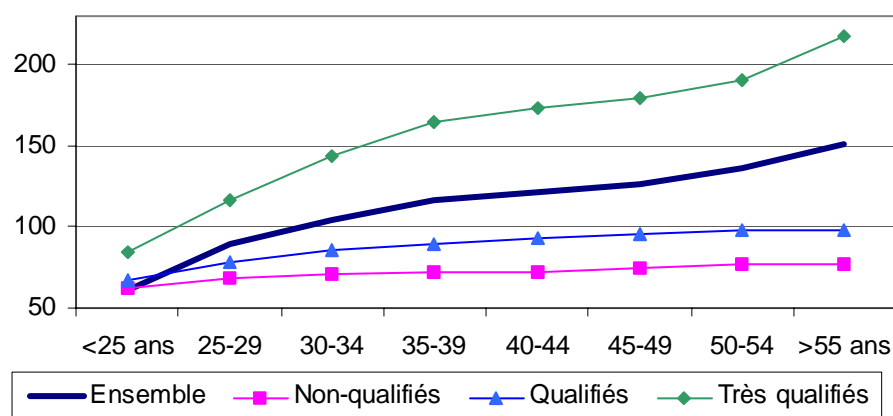
## I - Évaluer le profil de la productivité selon l'âge

L'estimation d'un niveau de productivité individuelle n'est pas une tâche aisée. Dans la littérature économique, peu d'études s'intéressent à ce problème de manière empirique (encadré 1), malgré l'importance de cette grandeur dans les divers modèles cherchant à expliquer le fonctionnement du marché du travail. Cette rareté s'explique facilement par l'absence de mesure simple et pertinente, si ce n'est de définition, de la « productivité » à un niveau individuel.

Une approche courante dans l'analyse économique consiste à considérer que la productivité individuelle « marginale » est égale au salaire. C'est naturellement le cas sous l'hypothèse d'un fonctionnement totalement concurrentiel du marché du travail<sup>1</sup>. Dans ce cas, les résultats agrégés sur le profil des salaires moyens selon l'âge traduiraient l'existence d'un profil de productivité croissant et concave avec l'âge, notamment chez les très qualifiés (graphique 3). L'hypothèse de concurrence parfaite sur le marché du travail, et donc incidemment celle d'une adéquation entre productivité et salaire, est néanmoins difficile à justifier en pratique, du fait de problèmes d'incitations et d'asymétries d'information, ou bien de facteurs institutionnels. Certains modèles théoriques prévoient l'existence d'une différence entre productivité marginale et salaire, même dans un cadre où il n'y a pas de contraintes institutionnelles. C'est le cas notamment des modèles de contrats implicites (Lazear, 1979).

L'hypothèse d'égalité du salaire avec la productivité marginale conduit donc à une hypothèse forte sur la demande de travail. Dans le cas spécifique des salariés âgés, elle rend sans objet la question d'une éviction éventuelle de ces salariés par les entreprises. A l'inverse, nous avons enfin souligné en introduction l'intérêt d'une évaluation indépendante de la productivité afin de tester son adéquation ou son écart avec le salaire. Des évaluations séparées pour la productivité et pour le salaire des divers groupes de salariés permettent en effet d'expliquer, au moins en partie, la demande de travail de ces salariés.

Graphique 3 : Profil des salaires moyens selon l'âge



Note : Coûts horaires moyens en Francs par heure  
Source : DADS 2000

<sup>1</sup> Sous cette hypothèse, un salarié payé en dessous de sa productivité quitterait son entreprise pour une entreprise qui lui offrirait un salaire plus élevé, cette dernière y trouvant un intérêt par le fait que la productivité du salarié est encore supérieure. De même, un salarié payé au-dessus de sa productivité serait licencié par son entreprise, puisque celle-ci augmenterait ainsi son profit. A l'équilibre, les salariés seraient bien tous payés à leur productivité marginale.

Une seconde approche consiste à chercher des « *succédanés* » de la productivité. Certaines études ont ainsi utilisé des notations attribuées par des supérieurs comme mesure de la productivité individuelle des salariés. Les résultats de test psychométriques, visant à mesurer les capacités cognitives, peuvent également être interprétés comme des déterminants de la productivité. Cette approche est néanmoins également insatisfaisante à plusieurs titres. D'une part, elle pose un problème important de qualité des données. Les notations ou les tests psychométriques ne sont souvent disponibles que sur des petits échantillons et susceptibles d'être biaisés par des erreurs de mesure importantes. Les effets individuels sur les capacités cognitives étant importants, il serait nécessaire de disposer des données de panel suivant un même individu aux différents âges, ce qui est rarement le cas. D'autre part, ces « *succédanés* » fournissent une mesure très imparfaite de la productivité. La multiplicité des tâches dans de nombreux postes empêche de réduire la productivité aux seules capacités cognitives. Par exemple, le temps d'accès à l'information est un facteur qui échappe à cette dimension, mais est déterminant pour la productivité individuelle. Un salarié âgé peut mettre plus de temps qu'un plus jeune pour exécuter une tâche, mais compenser par un accès plus rapide aux diverses informations nécessaires à l'exécution de cette tâche du fait de son expérience. De même, un salarié peut contribuer à la productivité de l'entreprise par un effet d'externalité positif, par le biais de transferts d'informations ou de conseils, sur la productivité de ses collègues. Dans la mesure où cet effet tendra plutôt à augmenter la productivité globale d'un salarié d'ancienneté élevée, la mesure de la productivité par les seules capacités cognitives tendra à sous-estimer celle des salariés les plus âgés.

Dans cette étude, nous adoptons donc une troisième approche, plus récente dans la littérature économique et développée initialement dans le cadre américain par Hellerstein, Neumark, Troske (1999). Il s'agit ici non plus de chercher à estimer la productivité à un niveau individuel, mais plutôt d'évaluer la productivité moyenne de groupes de salariés définis par un certain nombre de caractéristiques observables, telles que l'âge ou la qualification. Cette approche se fonde sur l'idée que la productivité propre de tels groupes aura un impact, à un niveau plus général, sur la productivité globale de l'entreprise. En reliant la part de ces groupes dans la main d'œuvre des entreprises aux performances économiques de ces entreprises, on cherchera donc à voir si une part plus élevée que la moyenne dans une entreprise se traduit ou non par une productivité apparente de cette entreprise plus élevée que la moyenne. Une autre traduction de cette approche consiste à voir si, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du poids d'une catégorie de salariés dans la main d'œuvre d'une entreprise entraîne une augmentation ou une diminution de la productivité moyenne. On en conclura que ces salariés sont respectivement plus ou moins productifs que l'ensemble des salariés.

**Encadré 1 :**  
**Productivité et âge dans la littérature économique**

Une caractéristique frappante de la littérature économique sur l'activité des plus âgés est la dissymétrie qui existe entre le nombre d'études consacrées à l'offre de travail de ces travailleurs, aux incitations qu'ils reçoivent du fait des systèmes de pensions et des perspectives sur le marché du travail et aux conséquences de ces incitations sur la décision de cesser leur activité, et à celui des études consacrées à la demande de travail, c'est à dire aux comportements des entreprises quant à la gestion de leur main d'œuvre âgée. Si la plupart des auteurs soulignent l'importance de cet aspect et la nécessité de le prendre en compte dans toute explication de l'activité ou l'emploi des plus de 50 ans, les estimations empiriques de la demande de ces travailleurs par les entreprises et de ses déterminants sont beaucoup plus rares.

En particulier, l'hypothèse fréquemment invoquée d'une diminution de la productivité des salariés âgés n'est souvent fondée que sur des témoignages de managers ou dirigeants d'entreprises, ou sur les résultats de tests psychométriques dans le domaine de la psychologie. L'estimation empirique du lien entre âge et productivité est beaucoup plus rare dans la littérature, principalement du fait de la difficulté de trouver des données qui fournissent une mesure satisfaisante de la productivité et permettent cette estimation. Dans les estimations les plus anciennes, telle celle de Medoff et Abraham (1981), la mesure de la productivité utilisée est généralement une évaluation de la performance des salariés effectuée par leurs supérieurs ou leurs collègues. La pertinence de ces évaluations comme mesure de la productivité n'est cependant pas évidente, et les observations ne sont généralement recueillies que sur un nombre très restreint d'entreprises (deux dans le cas de Medoff et Abraham), de telle sorte qu'il se pose un problème important de généralisation des résultats.

À l'exception de telles études, difficiles à généraliser et dont la manière d'appréhender la productivité peut être mise en cause, l'estimation d'une relation entre âge et productivité n'est en fait l'objet que d'une littérature très récente. Dans cette littérature, la productivité n'est plus évaluée au niveau individuel mais au niveau de catégories de salariés définies par certaines caractéristiques semblables. La productivité d'un groupe de salarié est alors définie comme la « contribution » de ce groupe à la valeur ajoutée de l'entreprise, et les estimations sont conduites sur des bases appariées employeur-employé contenant des données sur les caractéristiques financières de l'entreprise et la structure de leur main d'œuvre. La première étude adoptant cette méthodologie est celle de Hellerstein, Neumark et Troske (1999). A partir d'un panel contenant plus de 3 000 firmes et 120 000 salariés, ils estiment la productivité marginale relative de groupes de salariés définis par le sexe, l'âge, la « race » et la qualification. Afin de tester l'égalité entre salaire et productivité marginale, ces auteurs estiment également des équations de salaire. Leur résultat, pour ce qui concerne le lien entre âge, salaire et productivité, est que le salaire plus élevé des travailleurs plus âgés est bien le reflet d'une productivité supérieure.

Deux études ultérieures viennent néanmoins nuancer ce résultat. Haegeland et Klette (1999), sur données norvégiennes, et Crépon, Deniau, Perez-Duarte (2001), sur données françaises, n'estiment pas en effet une productivité supérieure pour les travailleurs âgés, comme c'était le cas dans Hellerstein, Neumark et Troske. Crépon, Deniau et Perez-Duarte proposent de surcroît une nouvelle méthode pour tester directement l'égalité entre salaire et productivité, en estimant le « rabais relatif » de chaque catégorie de travailleur. De leurs estimations, effectuée sur un panel réunissant 75 000 entreprises pérennes entre 1994 et 1997, il ressort que la différence de salaires entre travailleurs de plus de 50 ans et travailleurs plus jeunes serait supérieure à ce que leur différence de productivité laisserait supposer, et cela aussi bien dans l'industrie que dans les services. Ces résultats sont de plus confirmés par certains tests de robustesse à travers le temps, le secteur d'activité et les hypothèses retenues.

Ces estimations peuvent néanmoins souffrir de deux types de problème. Il y a tout d'abord un problème de précision, dû à la qualité des données. Par exemple, la part du travail représentée par chaque catégorie de travailleurs dans Hellerstein, Neumark, Troske est mesurée par la part de cette catégorie dans les effectifs, estimée sur un échantillon de ces derniers. Ce problème n'est cependant pas présent dans Crépon, Deniau, Perez-Duarte puisque les données utilisées sont exhaustives.

Un second problème vient de la difficulté d'estimation des fonctions de productions. De telles estimations sont susceptibles d'être fortement biaisées du fait de la simultanéité des variations de la production et des ajustements des facteurs de production, comme cela est documenté dans Griliches et Mairesse (1997). En particulier, l'estimation de la productivité marginale relative des différentes catégories d'âge peut souffrir d'un tel biais, si les politiques d'embauche et de licenciement des entreprises ne sont pas identiques pour chaque classe d'âge et si ces entreprises ajustent leur emploi en anticipant la variation de production. Une entreprise en mauvaise santé économique aura par exemple tendance à ne pas embaucher pendant plusieurs années consécutives, laissant vieillir sa main-d'œuvre en place, si bien que l'on observera de manière conjointe une production en baisse et une augmentation du poids des classes d'âge élevé. Au contraire, si une entreprise prévoit des chocs positifs sur sa production, elle embauchera un certain nombre de travailleurs jeunes, et on observera dans ce cas une production en hausse et une diminution de la part des plus âgés dans l'effectif total. En d'autres termes, un problème se pose quant au sens de la causalité : les entreprises sont-elles moins productives parce qu'elles emploient plus de travailleurs âgés, ou au contraire ont-elles davantage de travailleurs âgés parce qu'elles sont moins productives ?

## **II - Les salariés âgés se répartissent dans des entreprises particulières**

La part de salariés âgés, ou plus généralement la pyramide des âges dans une entreprise résulte de tout l'historique de ses embauches et licenciements depuis sa création. Les différences entre entreprises découlent donc de nombreux facteurs, parmi lesquels les différences d'âge de ces entreprises et de leur politique d'emploi, ainsi que les variations conjoncturelles distinctes selon leur activité ou leur localisation. En particulier, les corrélations entre productivité apparente d'une firme et structure de sa main d'œuvre résultent de l'accumulation de ces facteurs « historiques » tout autant que de l'agrégation, au niveau de l'ensemble de l'entreprise, des productivités individuelles de chacune des composantes de la main d'œuvre. Dans certains secteurs en déclin par exemple, on observera à la fois une productivité faible et une main d'œuvre plutôt âgée, mais cela traduira principalement le fait qu'il s'agit de secteurs souvent anciens plutôt qu'une diminution technique de la productivité due au vieillissement de la main d'œuvre. D'une manière générale, une entreprise qui subit plusieurs chocs négatifs sur sa demande aura tendance à embaucher peu, voire à licencier, entraînant mécaniquement un vieillissement de sa main d'œuvre en place<sup>2</sup> qui sera davantage un résultat, plutôt qu'une cause, de la baisse de la productivité.

Ces déterminants « historiques » de la productivité ne sont généralement pas observables par l'économètre. Dans une décomposition « toutes choses égales par ailleurs » de la productivité d'une entreprise selon la structure de sa main d'œuvre, la principale difficulté consistera donc à distinguer ce qui est dû aux productivités individuelles des différentes catégories de salariés et ce qui provient des corrélations qui traduisent l'hétérogénéité, d'une catégorie à l'autre, de la répartition entre les entreprises et des mouvements de main d'œuvre. En ce qui concerne les salariés âgés, cette hétérogénéité est notable puisqu'au niveau macro-économique on observe une répartition des plus de 50 ans qui diffère de celle de l'ensemble de la main d'œuvre en emploi (Aubert, 2003). D'un point de vue sectoriel, la part des salariés de plus de 50 ans oscille par exemple dans une large fourchette, allant de 10 % (secteur des services personnels) à plus de 30 % (secteur des activités immobilières) de la main d'œuvre. De manière générale, ces salariés sont sur-représentés dans les secteurs industriels et certains secteurs comme la finance, les activités immobilières, la santé, et sous-représentés dans la plupart des secteurs de service.

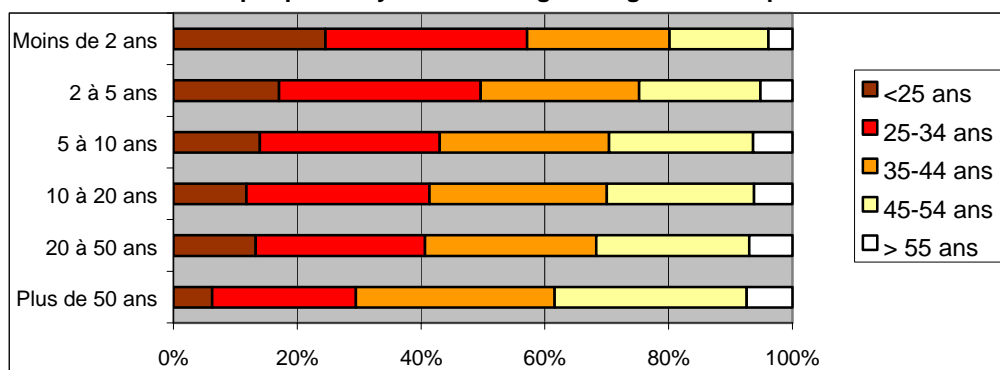
### ***II.1 Les salariés âgés sont plus nombreux dans des entreprises plus grandes, plus capitalistiques et donc plus productives ...***

La pyramide des âges moyenne des entreprises varie fortement selon certaines caractéristiques observables qui traduisent leur histoire ou leurs perspectives d'évolution. Les entreprises les plus anciennes ont en moyenne la main d'œuvre la plus âgée (graphique 4). En effet, on trouve en moyenne près de 25 % de moins de 25 ans, contre 20 % de plus de 45 ans, dans les entreprises de moins de deux ans, alors que ces catégories pèsent respectivement 6,2 % et 38,4 % de la main d'œuvre dans les entreprises existant depuis plus de 50 ans. C'est là une conséquence du fait que la main d'œuvre jeune est la plus mobile, et qu'elle représente donc une grande partie des embauches dans les entreprises créées récemment. Au contraire, c'est mécaniquement dans les entreprises les plus anciennes que l'on retrouve la majorité des salariés âgés à l'ancienneté élevée.

---

<sup>2</sup> Dans certains cas, cette situation peut se traduire par un rajeunissement, plutôt qu'un vieillissement de la main d'œuvre, si l'entreprise répond à la conjoncture négative en licenciant ses salariés les plus âgés. L'âge moyen de la main d'œuvre diminue si le départ massif des salariés âgés compense l'effet dû au vieillissement de la main d'œuvre en place.

Graphique 4 : Pyramide des âges et âge de l'entreprise



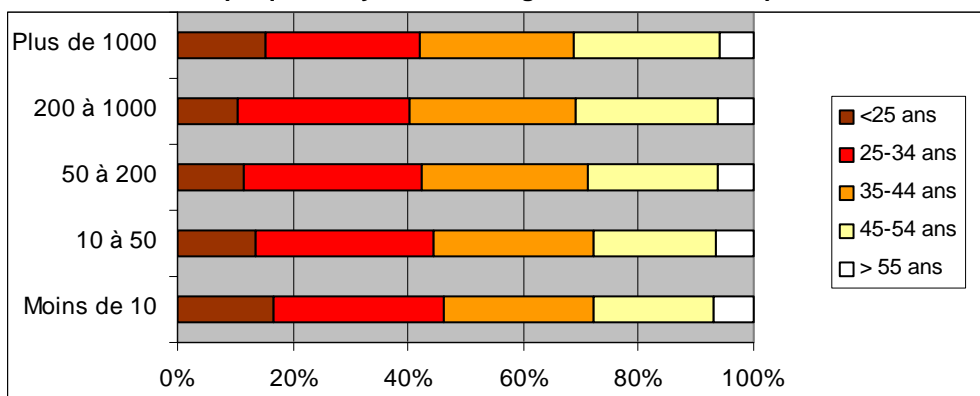
Champ : Entreprises de plus de 5 salariés, DADS hors Administration, 2000

Cette influence forte de l'historique des entreprises, en particulier de leur âge, sur la structure de leur main d'œuvre, se traduit par des différences selon d'autres caractéristiques corrélées à l'âge. Les entreprises les plus anciennes étant généralement plus grandes et plus capitalistiques, on retrouve une part plus importante des salariés âgés dans les entreprises de grande taille et fortement capitalistiques (graphiques 5 et 6). La valeur ajoutée par employé est en moyenne plus élevée dans ces entreprises que dans les entreprises petites et peu capitalistiques. On observe donc également une part plus élevée de salariés âgés dans les entreprises ayant la plus forte productivité apparente du travail (graphique 7). Le lien entre part de salariés âgés et taille est encore plus marqué au niveau des établissements qu'au niveau entreprise. A titre d'exemple, on trouve en moyenne 16 % de salariés de plus de 50 ans dans les établissements de 5 à 100 postes, contre plus de 25 % dans les établissements de plus de 1000 postes (Aubert, 2003).

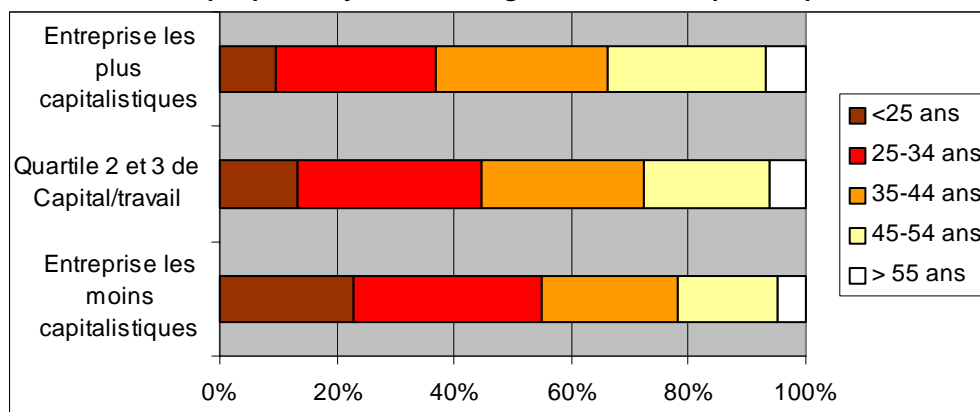
## II.2 ... mais sont sous-représentés dans les entreprises en expansion

De manière statique en 2000, la répartition hétérogène des catégories d'âge d'une entreprise à l'autre semble donc « favorable » au plus âgés, au sens où ces derniers sont plus souvent dans des entreprises plus productives. Dans notre méthode d'estimation de la productivité, il y aurait donc un risque de biais positif sur la productivité estimée de ces salariés âgés. En revanche, si l'on s'intéresse aux évolutions, il s'avère que les entreprises en expansion ont une main d'œuvre plus jeune en moyenne que les autres. On peut par exemple se référer à l'évolution de l'emploi sur cinq ans, de 1995 à 2000, pour distinguer les entreprises en expansion des entreprises subissant des chocs négatifs. Parmi les entreprises ayant connu une hausse de l'emploi supérieure à 35 %, c'est à dire les 25 % d'entreprises ayant connus la plus forte hausse de l'emploi sur notre échantillon, les plus de 45 ans représentaient en moyenne 20,1 % de la main d'œuvre en 1995. Au contraire, ils représentaient 31,8 % dans les 25 % d'entreprises ayant connu la plus faible évolution de l'emploi (baisse des effectifs supérieure à 10 %). De même, en 1995 les moins de 25 ans représentaient 17,8 % de la main d'œuvre dans les entreprises qui allaient connaître la plus forte augmentation des effectifs, et seulement 10,2 % dans celle des entreprises qui allaient connaître la plus forte diminution des effectifs (graphique 8).

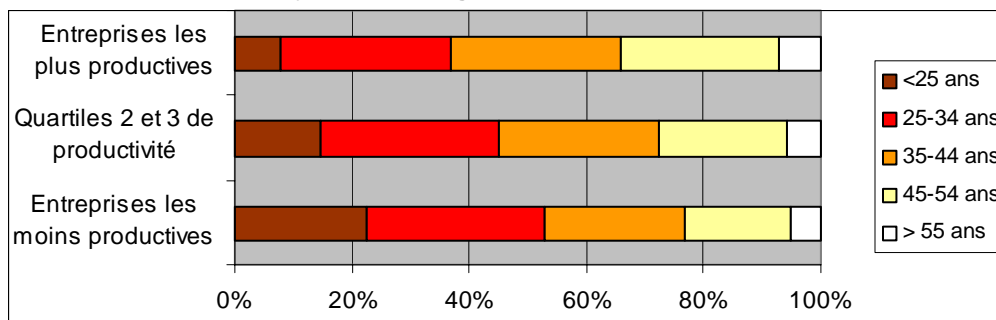
Graphique 5 : Pyramide des âges et taille de l'entreprise



Graphique 6 : Pyramide des âges et intensité capitalistique



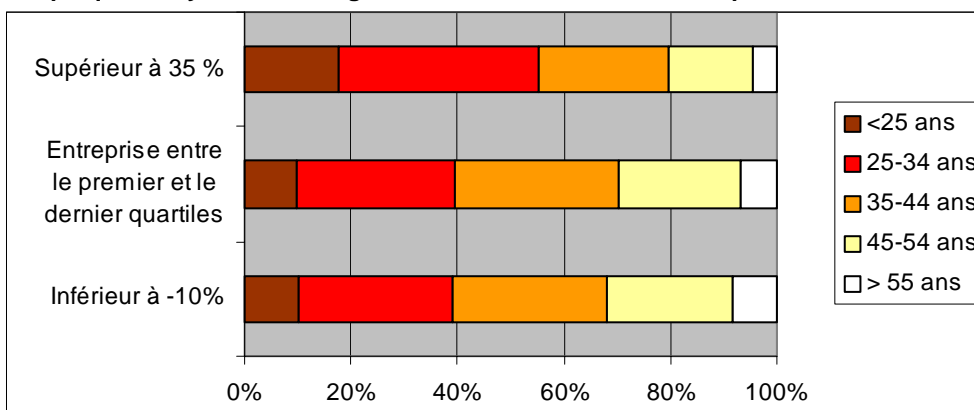
Graphique 7 : Pyramide des âges et productivité apparente du travail



Note : L'intensité capitalistique désigne le quotient du stock de capital d'une entreprise sur son effectif. La productivité désigne le quotient de la valeur ajoutée sur l'effectif. Pour chacune de ces deux grandeurs, on a représenté la pyramide des âges moyenne dans les 25 % d'entreprise pour lesquelles cette grandeur est la plus élevée, les 25 % d'entreprises pour lesquelles elle est la plus faible, et les 50 % d'entreprises entre ces deux extrêmes.

Champ des graphiques 5 et 6 : Entreprises de plus de 5 salariés, DADS hors Administration, 2000.

Champ du graphique 7 : Entreprise de plus de 5 salariés, champ commun DADS-BRN hors administration, 2000

**Graphique 8 : Pyramide des âges en 1995 et croissance de l'emploi entre 1995 et 2000**

Note : Entre 1995 et 2000, un quart des entreprises du champ ont vu leurs effectifs se réduire de plus de 10 %, la moitié des entreprises ont eu une variation de leurs effectifs comprise entre -10 % et + 35%, et un quart des entreprises ont vu leurs effectifs croître de plus de 35 %.

Source : Entreprises de plus de 5 salariés, pérennes de 1995 à 2000, DADS hors administration. Les parts des âges sont prises en 1995

Encore une fois, cette observation résulte du fait que les entreprises embauchent plus souvent une main d'œuvre jeune, ce qui se traduit par une sur-représentation de cette catégorie d'âge dans les entreprises qui embauchent beaucoup. La corrélation entre une part importante de jeunes salariés en 1995 et une forte augmentation des effectifs entre cette date et 2000 peut traduire le fait qu'il s'agit en grande partie d'entreprises en phase d'expansion, avec un mouvement d'augmentation de l'emploi qui va au-delà de la seule période 1995-2000.

### ***II.3 Les salariés jeunes et non qualifiés s'ajustent plus rapidement aux variations de l'emploi***

Le tableau 1 représente les corrélations entre le niveau de l'emploi et les poids des différentes catégories de salariés dans la main d'œuvre, en écart à la moyenne sur l'ensemble de la période. Ces corrélations traduisent donc des situations transitoires. Elles nous donnent une idée de la manière dont les effectifs des divers groupes de salariés s'ajustent lorsque l'entreprise embauche ou licencie.

Un niveau d'emploi plus haut que la moyenne dans l'entreprise sur la période est corrélé avec une part plus élevée de salariés jeunes et de salariés non-qualifiés, et avec une part plus faible de salariés plus âgés et de salariés qualifiés. Cette corrélation illustre le fait que les augmentations et diminutions d'effectifs se font plus souvent en moyenne par des embauches et des licenciements de salariés jeunes et non qualifiés.

| <b>Tableau 1 : Corrélations entre niveaux de l'emploi et des poids des classes d'âge, en écart à leur niveau habituel</b> |                     |                     |                     |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|
| Catégorie   | Industrie           | Commerce            | Services            |
| <25 ans   | 0,154<br>(<0,0001)  | 0,177<br>(<0,0001)  | 0,097<br>(<0,0001)  |
| 25-29 ans   | 0,035<br>(<0,0001)  | 0,010<br>(<0,0001)  | 0,003<br>(0,246)    |
| 30-34 ans   | -0,006<br>(0,023)   | -0,024<br>(<0,0001) | -0,029<br>(<0,0001) |
| 40-44 ans   | -0,051<br>(<0,0001) | -0,041<br>(<0,0001) | -0,028<br>(<0,0001) |
| 45-49 ans   | -0,050<br>(<0,0001) | -0,042<br>(<0,0001) | -0,030<br>(<0,0001) |
| 50-54 ans   | -0,045<br>(<0,0001) | -0,022<br>(<0,0001) | 0,007<br>(0,007)    |
| 55 ans et plus  | -0,002<br>(0,517)   | -0,001<br>(0,567)   | -0,006<br>(0,027)   |
| Stagiaires, apprentis <sup>3</sup>  | 0,119<br>(<0,0001)  | 0,207<br>(<0,0001)  | 0,135<br>(<0,0001)  |
| Qualifiés <sup>3</sup>  | -0,038<br>(<0,0001) | -0,075<br>(<0,0001) | -0,013<br>(<0,0001) |
| Très qualifiés <sup>3</sup>   | -0,056<br>(<0,0001) | -0,064<br>(<0,0001) | -0,041<br>(<0,0001) |

Note : Coefficient de corrélation de Pearson  
(La deuxième ligne indique la probabilité d'acceptation que la corrélation est non significative : plus cette probabilité est faible, plus on « accepte » l'idée que la corrélation est significative. Par exemple, <,0001 signifie que la variable est très significativement corrélée avec le niveau de l'emploi).  
Toutes les variables sont mesurées, pour chaque année, en écart à leur moyenne pour l'entreprise sur l'ensemble de la période  
Champ : champ de l'étude (voir annexe 1).  
23 348 entreprises dans l'industrie, 27 952 dans le commerce, 17 788 dans les services

<sup>3</sup> Les « niveaux de qualification » considérés ici sont définis à partir de la catégorie socioprofessionnelle (voir annexe pour la définition). Il ne s'agit donc pas d'une distinction selon la qualification des individus proprement dite, ce qui serait le cas par exemple si on considérait le diplôme, mais bien selon le type de poste occupé.



### III - Estimation de la productivité par les fonctions de production

#### III.1 Principales difficultés

Dans ce qui suit, le profil de la productivité par âge est estimé à partir des résultats de l'estimation d'une « fonction de production », c'est à dire la régression du produit de l'entreprise sur le niveau de ses facteurs de production. Le logarithme de la valeur ajoutée est utilisé comme « produit » de l'entreprise, et est expliqué à partir du travail, du capital, ainsi que des parts des catégories d'âge et des catégories de qualification dans la main d'œuvre, considérés comme des facteurs de production (annexe 2).

Les remarques de la partie précédente nous mettent en garde contre un certain nombre de biais sur la productivité estimée des différentes catégories d'âge. Ces dernières se répartissent en effet de manière hétérogène parmi les entreprises. En particulier, les corrélations entre leur poids dans la main d'œuvre et la productivité de l'entreprise peuvent traduire d'autres phénomènes, liés par exemple à l'histoire de l'entreprise, que la relation « technique » *via* la productivité propre de ces catégories d'âge.

Les graphiques 9 présentent les profils de productivité estimés par la régression de fonctions de production dans les dimensions inter- et intra-entreprise, pour les secteurs de l'industrie, du commerce et des services. La logique d'estimation entre ces deux « dimensions » est complètement différente. Dans le premier cas, on compare des entreprises entre elles et on se demande si, toutes choses égales par ailleurs, un « poids » d'une certaine classe d'âge en moyenne plus élevé dans une entreprise que dans une seconde se traduira par une productivité en moyenne plus ou moins élevée dans la première entreprise que dans la seconde. Dans le second cas, on compare pour une même entreprise les niveaux des facteurs de production aux différentes années d'observation. On se demande si, une année donnée, un « poids » d'une classe d'âge plus élevé que la moyenne pour l'entreprise sur la période d'observation se traduira par une productivité plus ou moins élevée que la productivité moyenne de la même entreprise. La différence entre les profils estimés selon la dimension retenue illustre l'ampleur des biais.

Dans la dimension inter-entreprise, le « profil » de productivité par âge capte en fait à la fois la productivité marginale des catégories d'âge et l'hétérogénéité de leur répartition parmi les entreprises. Par exemple, la productivité estimée élevée pour les plus de 55 ans dans l'industrie pourrait s'expliquer par le fait que ces plus de 55 ans sont plus nombreux dans des entreprises plus grandes et plus capitalistiques, et donc plus productives, plutôt que par le fait que les plus de 55 ans seraient nettement plus productifs que les autres catégories d'âge.

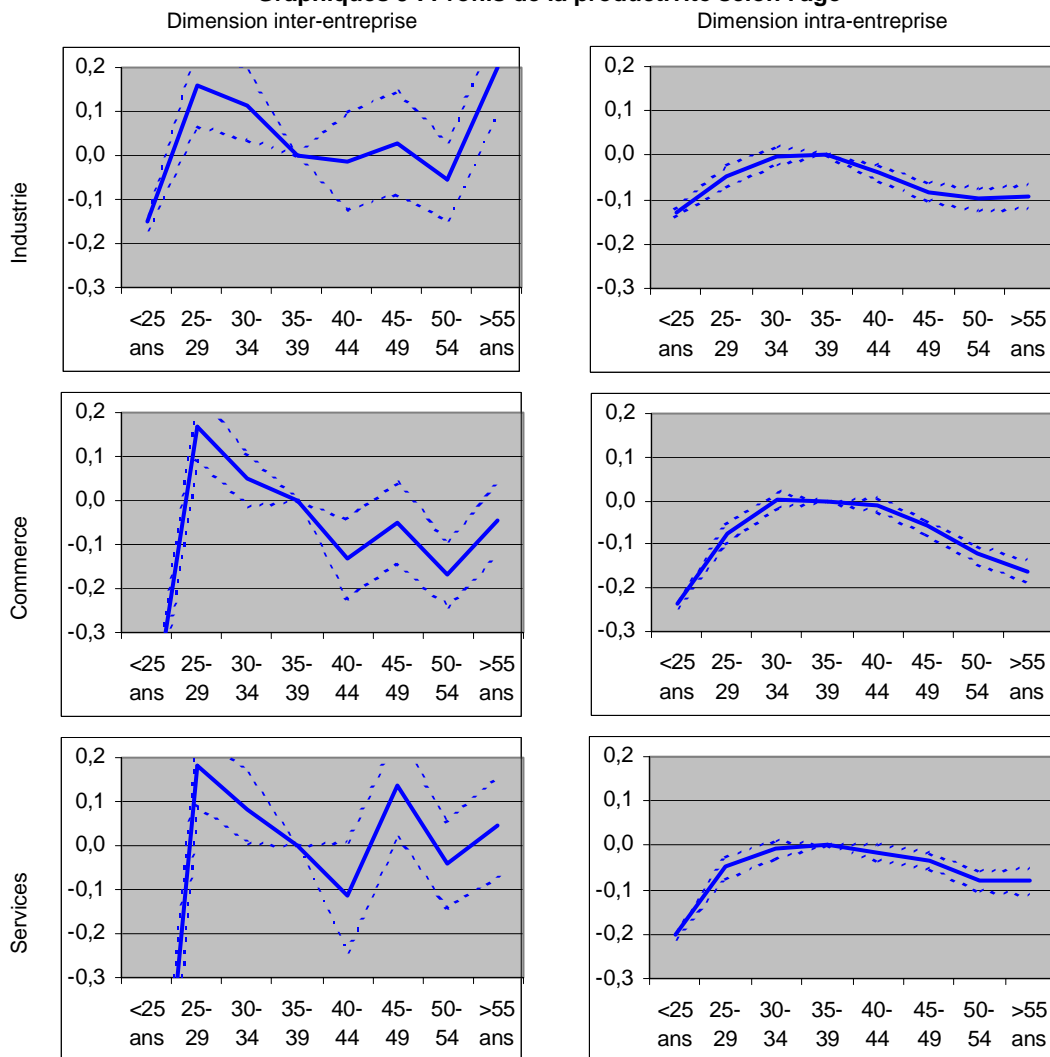
L'estimation dans la dimension intra-entreprise permet de répondre en partie à ce *biais d'hétérogénéité*, en soustrayant à chaque grandeur annuelle sa moyenne dans l'entreprise sur la période considérée. Dans cette dimension, on estime pour chaque secteur un profil de productivité par âge assez similaire, croissant jusque vers 35 ans, puis décroissant au-delà. Ces estimations continuent néanmoins à souffrir d'un *biais de simultanéité*<sup>4</sup> dû au fait que les entreprises sont capables d'anticiper et de réagir à

---

<sup>4</sup> Biais d'hétérogénéité et biais de simultanéité traduisent deux problèmes distincts. Le biais d'hétérogénéité est de nature statique. Il désigne le fait que certaines entreprises sont intrinsèquement plus ou moins productives et que ce « niveau » inobservable de productivité est corrélé avec la structure de leur main d'œuvre. Le biais de simultanéité est au contraire de nature dynamique. Il traduit le fait que les entreprises sont capables d'anticiper certains chocs externes sur leur productivité, et donc que certaines corrélations entre variations de la valeur ajoutée et variations du niveau des facteurs de production ne peuvent s'interpréter que comme un ajustement de la main d'œuvre de l'entreprise aux chocs externes. Ces deux types de biais ne sont cependant pas totalement indépendants. En particulier, le « biais » d'hétérogénéité peut traduire l'accumulation des « biais » dus à la simultanéité des ajustements de main d'œuvre avec les chocs anticipés. Par exemple, si pendant plusieurs années consécutives une entreprise subit des chocs négatifs sur sa demande et diminue sa main d'œuvre jeune, elle sera finalement

des chocs de productivité en ajustant le niveau de leurs facteurs de production. Si cet ajustement se fait plus ou moins rapidement selon le facteur de production, les productivités marginales estimées pour chacun seront biaisées. En particulier, on aura tendance à surestimer la productivité marginale des facteurs dont l'ajustement est le plus rapide. Puisque le niveau de ces facteurs sera plus souvent en baisse les années où la productivité globale de l'entreprise diminue, et en hausse lorsque la productivité globale augmente, on aura en effet tendance à imputer à tort à ces facteurs de production le gain ou la perte de productivité, alors que celle-ci ne concerne que le niveau global de productivité de l'entreprise.

**Graphiques 9 : Profils de la productivité selon l'âge**



Note : Les profils de productivité (traits plein) sont tracés par interpolation linéaire des productivités marginales obtenues pour chacune des classes d'âge dans l'estimation des fonctions de production par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les résultats de ces estimations dans les dimensions « inter » et « intra » entreprise sont présentés dans les tableaux A et B en annexe. La productivité marginale relative d'une classe d'âge est obtenue en divisant le coefficient associé au poids de cette classe d'âge par le coefficient associé au facteur travail dans le résultat de l'estimation. Les traits en pointillé représentent les bornes inférieures et supérieures d'un intervalle de confiance à 95 % de ces coefficients.

Champ : champ de l'étude (voir annexe 1)

caractérisée à la fois par un niveau de général de productivité faible et par une main d'œuvre âgée. Dans cet exemple, « l'accumulation » des corrélations entre diminution de la valeur ajoutée et augmentation de la part des salariés âgés se traduit à la fin par une corrélation entre niveau de productivité faible et poids des salariés âgés élevé.

En particulier, nous avons vu que les salariés jeunes et non-qualifiés s'ajustaient plus rapidement aux variations de l'emploi, au sens où c'est le plus souvent parmi ces catégories de salariés qu'ont lieu les embauches lors des phases d'augmentation des effectifs et les licenciements lors des phases de diminution des effectifs. Si les variations de l'emploi correspondent à une réponse des entreprises à des chocs de demande, on observera donc une part des salariés jeunes ou de salariés non-qualifiés en hausse simultanément à des chocs de demande positifs, et en baisse simultanément à des chocs négatifs sur la demande. Dans la dimension intra-entreprise, cela se traduira par une part des classes d'âge jeunes plus élevée que la moyenne sur la période lorsque la productivité globale est supérieure à la moyenne, et part une part des plus âgés plus élevée que la moyenne lorsque la productivité globale est plus faible que la moyenne sur la période. Le biais de simultanéité dans l'estimation du profil de la productivité par âge à partir de la dimension intra-entreprise se traduira donc par un biais positif sur la productivité estimée des classes d'âge jeunes, et un biais négatif sur la productivité estimée des classes d'âge plus âgées.

De même, ce biais de simultanéité nous conduit à estimer une productivité en apparence quasiment identique pour les salariés occupant des postes non-qualifiés, qualifiés ou très qualifiés (tableau B en annexe 4). Ce résultat souligne le fait que les variations des poids des catégories de qualification correspondent surtout à des ajustements effectués par les entreprises pour répondre à la conjoncture, comme nous l'avons illustré en montrant que les catégories de salariés non-qualifiés s'ajustent plus rapidement aux variations de la main d'œuvre que les catégories plus qualifiées. Le biais induit est important et compense l'effet « direct » sur la productivité moyenne par tête des variations des poids des différentes catégories de qualification. Le résultat de l'estimation dans la dimension intra-entreprises ne contredit donc pas le fait qu'une entreprise avec plus de qualifiés a une valeur ajoutée en moyenne plus élevée, comme cela apparaît dans l'estimation en dimension inter-entreprise (tableau A en annexe 4).

### ***III.2 Une tentative de solution***

Les estimations précédentes illustrent la difficulté d'estimer une « contribution » de la part des catégories d'âge dans l'emploi d'une entreprise qui traduise véritablement la productivité propre des travailleurs de cette catégorie. Nous avons vu que l'estimation à partir des niveaux moyens des facteurs de production souffre d'un biais d'hétérogénéité, dû à la corrélation avec des caractéristiques individuelles de la productivité des entreprises, inobservables mais fortement corrélées à la structure de la main d'œuvre par âge et par qualification. Une réponse classique à ce biais est l'utilisation de la dimension temporelle. On peut en effet purger ce « terme individuel inobservable » sur la productivité des entreprises par des méthodes d'économétrie des panels, soit en considérant les écarts des niveaux des facteurs de production de l'entreprise à leur moyenne de long terme, soit en ne considérant que les évolutions de ces facteurs de production et de la valeur ajoutée. Ces méthodes ne permettent pas néanmoins de corriger le « biais de simultanéité » dû à l'ajustement plus ou moins rapide des facteurs de production aux chocs externes subit par l'entreprise.

Afin de corriger ce biais, nous estimons la même fonction de production que précédemment par la méthode des moments généralisés (voir modèle en annexe 2), à partir de sa spécification « en différence première ». En d'autres termes, nous régressons les variations d'une année à l'autre du logarithme de la valeur ajoutée sur les variations des facteurs de production instrumentées par des variables qu'on suppose indépendantes des chocs externes inobservables sur la productivité des entreprises. Cette méthode « à variables instrumentales » a pour but de purger le biais dû à la corrélation entre les variations des facteurs de productions et les chocs inobservables inclus dans les résidus de l'équation. Les coefficients estimés ne seront donc censés traduire que l'effet « direct » de ces variations sur la variation de la valeur ajoutée.

Les résultats de ces estimations pour l'industrie sont présentées dans le tableau 2. La première spécification correspond à la méthodologie développée par Arellano et Bond (1991), dans laquelle les niveaux passés de toutes les variables explicatives sont utilisés comme instruments. Elle correspond à l'hypothèse d'exogénéité faible, c'est à dire l'hypothèse que les résidus pour une année donnée sont orthogonaux à toutes les valeurs passées des facteurs de production de l'entreprise. En d'autres termes, on suppose que les niveaux passés du stock de capital et des effectifs, ainsi que les valeurs passées des parts des classes d'âge et de qualification dans la main d'œuvre, sont indépendants des « chocs » présents, tout en étant corrélés aux variations présentes de ces variables. Cette spécification conduit à faire un grand nombre d'hypothèses d'orthogonalité. Elle est en fait rejetée par le test de sur-identification de Sargan<sup>5</sup>.

**Tableau 2 : Estimation de la fonction de production par la méthode des moments généralisés (MMG)**

|                | Industrie         |           |                   |           | Commerce          |           |                   |           | Services          |           |                   |           |
|----------------|-------------------|-----------|-------------------|-----------|-------------------|-----------|-------------------|-----------|-------------------|-----------|-------------------|-----------|
|                | Spécification (1) |           | Spécification (2) |           | Spécification (1) |           | Spécification (2) |           | Spécification (1) |           | Spécification (2) |           |
|                | Param             | Std       | Param             | Std       | Param             | Std       | Param             | Std       | Param             | Std       | Param             | Std       |
| Travail        | 0,716             | 0,022     | 0,754             | 0,077     | 0,517             | 0,019     | 0,370             | 0,062     | 0,640             | 0,026     | 0,847             | 0,079     |
| Capital        | 0,190             | 0,020     | 0,206             | 0,041     | 0,131             | 0,014     | 0,254             | 0,038     | 0,118             | 0,018     | 0,086             | 0,038     |
| <25 ans        | -0,323            | 0,036     | -0,208            | 0,060     | -0,351            | 0,025     | -0,296            | 0,051     | -0,347            | 0,032     | -0,158            | 0,050     |
| 25-29          | -0,229            | 0,028     | -0,185            | 0,040     | -0,208            | 0,019     | -0,192            | 0,027     | -0,236            | 0,027     | -0,130            | 0,040     |
| 30-34          | -0,088            | 0,018     | -0,076            | 0,021     | -0,074            | 0,012     | -0,070            | 0,015     | -0,111            | 0,018     | -0,058            | 0,024     |
| 35-39          | 0,000             | référence | 0,000             | référence | 0,000             | référence | 0,000             | référence | 0,000             | référence | 0,000             | référence |
| 40-44          | 0,026             | 0,017     | 0,013             | 0,019     | 0,060             | 0,012     | 0,056             | 0,015     | 0,072             | 0,017     | 0,040             | 0,019     |
| 45-49          | 0,041             | 0,024     | 0,017             | 0,030     | 0,101             | 0,017     | 0,087             | 0,022     | 0,125             | 0,024     | 0,082             | 0,027     |
| 50-54          | 0,052             | 0,029     | 0,020             | 0,035     | 0,118             | 0,021     | 0,097             | 0,027     | 0,137             | 0,029     | 0,080             | 0,033     |
| >55 ans        | 0,026             | 0,032     | -0,013            | 0,041     | 0,104             | 0,023     | 0,081             | 0,031     | 0,097             | 0,033     | 0,030             | 0,039     |
| Stagiaires     | -0,590            | 0,061     | -0,759            | 0,202     | -0,417            | 0,047     | 0,009             | 0,176     | -0,466            | 0,047     | -0,900            | 0,149     |
| Non qualifiés  | 0,000             | référence | 0,000             | référence | 0,000             | référence | 0,000             | référence | 0,000             | référence | 0,000             | référence |
| Qualifiés      | -0,048            | 0,026     | -0,041            | 0,154     | -0,061            | 0,042     | -0,066            | 0,216     | 0,116             | 0,047     | 0,082             | 0,199     |
| Très qualifiés | -0,500            | 0,067     | -0,151            | 0,265     | -0,205            | 0,047     | 0,367             | 0,212     | -0,178            | 0,052     | 0,060             | 0,227     |
| Nb entreprises | 24058             |           | 24058             |           | 28690             |           | 28690             |           | 19764             |           | 19764             |           |
| Sargan (nlib)  | 271,3             | (156)     | 113,1             | (100)     | 419,2             | (156)     | 104,4             | (100)     | 377,8             | (156)     | 100,4             | (100)     |
| P-value        | 0,000             |           | 0,175             |           | 0,000             |           | 0,363             |           | 0,000             |           | 0,469             |           |

Estimation jointe de la fonction de production par la méthode des moments généralisés sur chacune des années d'observation (1996 à 2000)

Troisième étape (matrice optimale)

Les variables sont mesurées en variation par rapport à l'année précédente

Contrôles : Secteur (NES36), Taille (3 catégories) \* âge de l'entreprise (5 catégories), année

Spécification (1) : les instruments sont les niveaux passés de toutes les variables endogènes, de (t-2) à (t-5)

Spécification (2) : les instruments sont les évolutions passées du logarithme du capital et les niveaux passés des parts des catégories d'âge, de (t-2) à (t-5)

Champ = champ de l'étude (voir annexe 1)

<sup>5</sup> Ceci signifie qu'on rejette l'hypothèse d'exogénéité des instruments utilisés. En particulier, il serait hasardeux de chercher à interpréter les coefficients significativement négatifs estimés pour les qualifiés et très qualifiés ou d'en déduire que ces salariés sont significativement moins productifs que les non qualifiés. Ces coefficients traduisent en effet très certainement un biais dû à l'endogénéité des parts passées des catégories de qualification.

Nous testons donc une seconde spécification, utilisant un nombre plus restreint d'instruments : les parts passées des catégories d'âge dans l'emploi et les variations passées du capital. Cette spécification est acceptée dans les trois secteurs considérés par le test de Sargan. Les coefficients associés aux « poids » des catégories de qualification dans les effectifs sont à chaque fois non significatifs et très imprécis, ce qui traduit essentiellement la faible corrélation avec les instruments choisis. Il est en effet difficile de trouver des instruments qui soient à la fois exogènes, c'est à dire indépendants des chocs présents, et bon « prédicteurs » des variations de la part des catégories de qualification. En d'autres termes, il est difficile de trouver des instruments qui nous permettent d'estimer de manière précise la productivité marginale des catégories de qualification tout en étant assuré de ne pas souffrir du biais de simultanéité. Les coefficients associés aux facteurs travail et capital sont assez proches de ceux qui sont obtenus dans la régression de la fonction de production dans la dimension intra-entreprise. Ils leur sont légèrement supérieurs dans le cas de l'industrie, conduisant à des rendements d'échelles pratiquement égaux à un. En revanche, on estime un coefficient pour le travail extrêmement faible dans le cas du commerce.

Les profils estimés pour la productivité selon l'âge sont assez similaires d'un secteur à l'autre. Dans les trois secteurs considérés, on estime une productivité croissante avec l'âge en première partie de vie, puis stable au-delà d'une limite située autour de 40 ans. Les écarts-types sont assez élevés, ce qui empêche fréquemment de rejeter l'hypothèse d'égalité entre la productivité marginale des diverses classes d'âge et celle de la classe d'âge de référence, c'est à dire les 35-39 ans. Dans l'industrie, seules les classes plus jeunes (moins de 35 ans) sont significativement moins productives que cette classe d'âge de référence. Dans le commerce, les quatre classes d'âge au-delà de 40 ans sont significativement plus productives que les 35-39 ans, et dans les services, seuls les 45-49 ans ont une productivité marginale estimée significativement supérieure à celle des 35-39 ans. Dans l'industrie comme dans les services, le coefficient estimé pour les plus de 55 ans est légèrement plus faible que celui des 50-54 ans, mais la différence n'est pas statistiquement significative, ce qui interdit de conclure à une décroissance de la productivité après 55 ans.



#### IV - Y a-t-il adéquation entre salaire et productivité ?

D'une manière identique à celle de l'estimation du profil de productivité relative par âge, on peut estimer un profil de salaire relatif selon l'âge à partir d'une équation de salaire (annexe 3). Comme dans le cas de la productivité, on contraint le profil des salaires relatifs selon l'âge à être identique d'une catégorie de qualification à l'autre, ce qui permet d'écrire les salaires relatifs des catégories de qualification selon l'âge comme la somme d'un terme « qualification » et d'un terme « âge ». On contraint également le profil de salaire à être identique d'une entreprise à l'autre. Cette contrainte correspond à l'hypothèse assez forte que les entreprises ne se distinguent que par le niveau général de leurs salaires, la structure relative des salaires d'une catégorie de salariés à l'autre restant identique entre les entreprises.

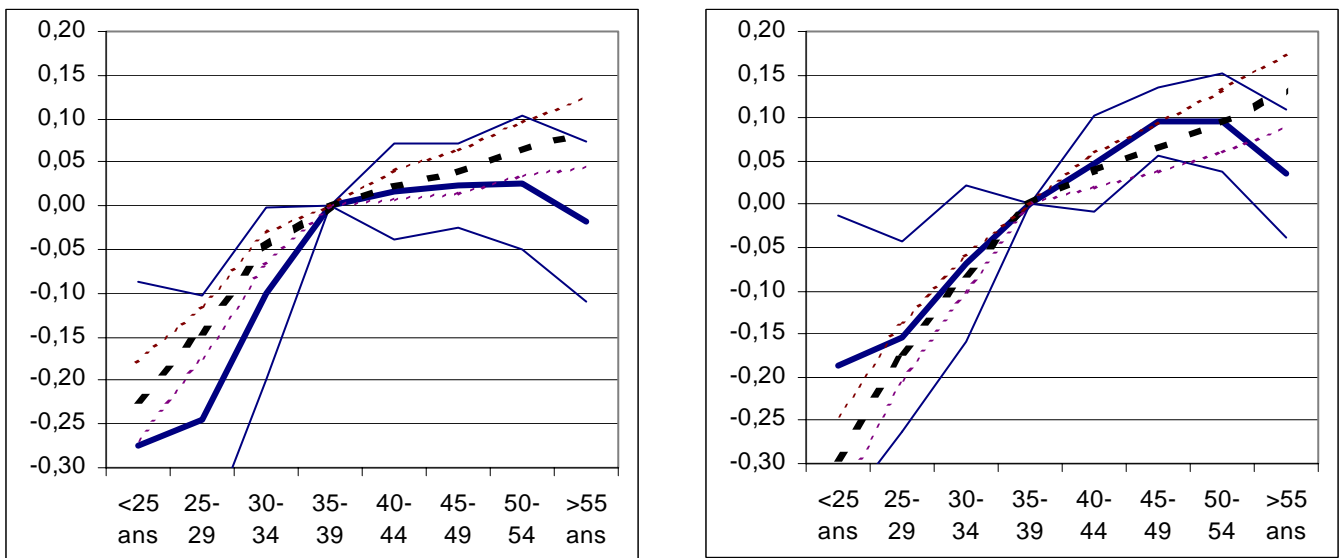
Les résultats des équations de salaire estimées sous cette hypothèse sont présentés dans le tableau 3 pour l'industrie, le commerce, les services. Dans ces trois secteurs, on constate une relation croissante entre salaire et âge, ce qui correspond aux résultats agrégés sur la croissance du salaire moyen avec l'âge, illustrée en introduction.

|                       | Industrie |           | Commerce |           | Services |           |
|-----------------------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|
|                       | Param     | Std       | Param    | Std       | Param    | Std       |
| <25 ans               | -0,223    | 0,023     | -0,287   | 0,021     | -0,293   | 0,025     |
| 25-29                 | -0,144    | 0,015     | -0,151   | 0,012     | -0,170   | 0,017     |
| 30-34                 | -0,049    | 0,009     | -0,061   | 0,007     | -0,081   | 0,011     |
| 35-39                 | 0,000     | référence | 0,000    | référence | 0,000    | référence |
| 40-44                 | 0,024     | 0,009     | 0,033    | 0,007     | 0,041    | 0,010     |
| 45-49                 | 0,040     | 0,013     | 0,062    | 0,011     | 0,066    | 0,014     |
| 50-54                 | 0,065     | 0,016     | 0,078    | 0,013     | 0,097    | 0,018     |
| >55 ans               | 0,085     | 0,020     | 0,096    | 0,016     | 0,132    | 0,021     |
| Stagiaires, apprentis | -0,701    | 0,071     | -0,322   | 0,080     | -0,370   | 0,057     |
| Non qualifiés         | 0,000     | référence | 0,000    | référence | 0,000    | référence |
| Qualifiés             | -0,096    | 0,080     | -0,136   | 0,118     | -0,099   | 0,117     |
| Très qualifiés        | 0,310     | 0,144     | 0,110    | 0,119     | -0,082   | 0,128     |
| Nb entreprises        | 24058     |           | 28690    |           | 19764    |           |
| Sargan (nlib)         | 148,1     | (88)      | 115,7    | (88)      | 106,3    | (88)      |
| p valeur              | 0,000     |           | 0,025    |           | 0,089    |           |

Variable dépendante : variation du logarithme du salaire moyen dans l'entreprise  
 Estimation jointe de l'équation de salaire par la méthode des moments généralisés sur chacune des années d'observation (1996 à 2000)  
 Troisième étape (matrice optimale)  
 Les variables sont mesurées en variation par rapport à l'année précédente  
 Contrôles : Secteur (NES36), Taille (3 catégories) \* âge de l'entreprise (5 catégories), année  
 Champ = champ de l'étude (voir annexe 1)

Les graphiques 10 superposent, pour l'industrie et les services, les profils estimés pour la productivité et le salaire<sup>6</sup>. Dans les deux cas, les profils sont globalement similaires. Dans les secteurs de service, il semble cependant qu'il y ait « décrochage » entre productivité et salaire pour les salariés de plus de 50 ans.

**Graphiques 10 : Profil de salaire et de productivité selon l'âge, par secteur**  
Industrie Services



Note : La productivité et son intervalle de confiance sont représentés par les traits pleins (trait épais : productivité, traits fins : bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95%). Le salaire et son intervalle de confiance sont représentés par les traits en pointillés.

Les profils sont estimés à partir des résultats des équations de salaire et de productivité (tableaux 2 et 3). Les coefficients représentés

correspondent aux  $\left(\frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1\right)$  dans l'équation de production (voir annexe 2).

Champ = champ de l'étude (voir annexe 1).

<sup>6</sup> Dans le cas du commerce, le profil de productivité estimé est nettement plus pentu que celui du salaire, mais nous avons vu que cette pente importante est due à l'estimation d'un coefficient extrêmement bas pour le travail. Dans la mesure où ce résultat est peu crédible et jette le doute sur le profil estimé, la comparaison avec le profil des salaires dans le secteur du commerce n'aurait aucun sens.

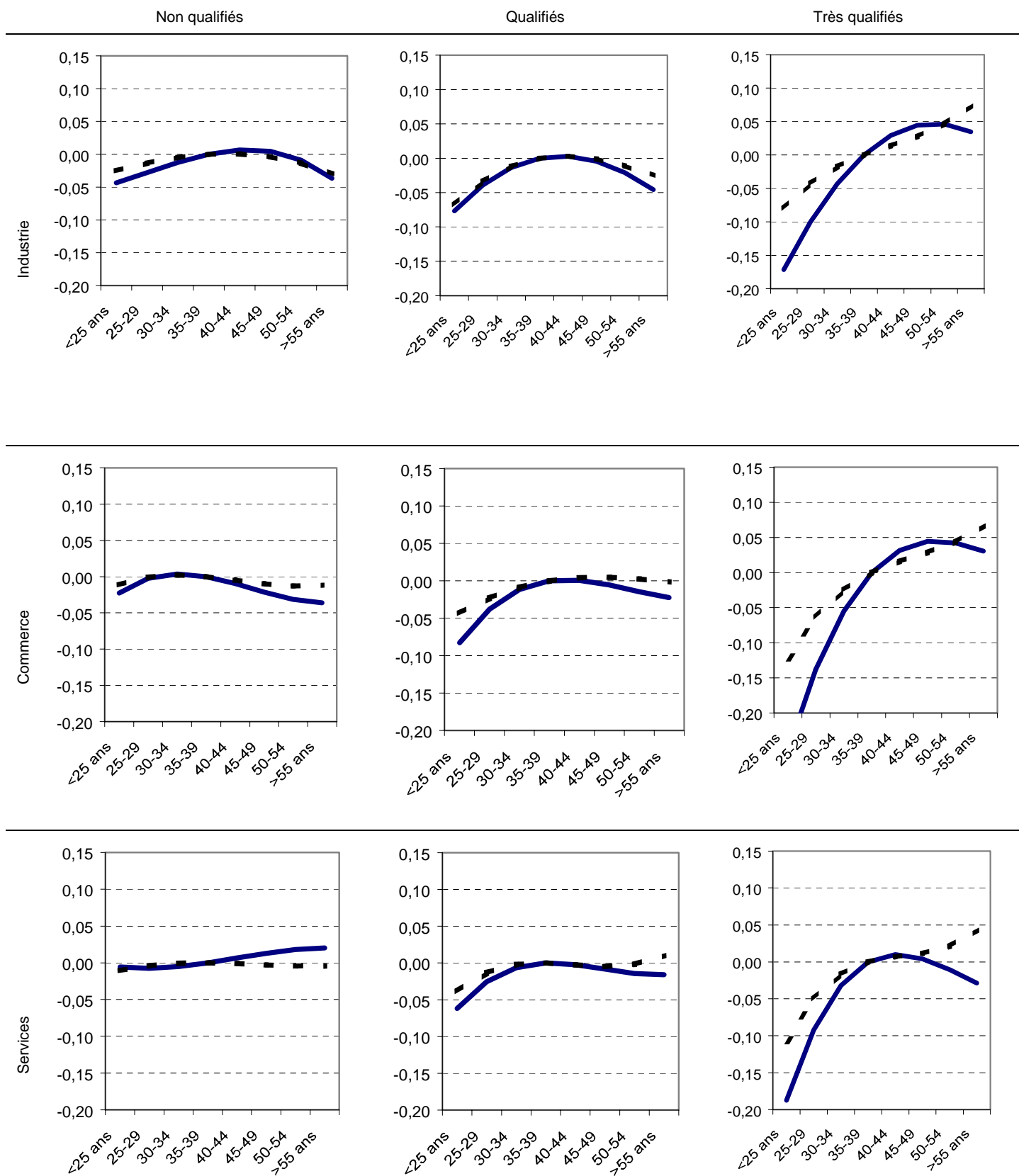
## V - Une décomposition selon les niveaux de qualification

Dans les estimations précédentes, on acceptait l'hypothèse forte que les profils, aussi bien pour le salaire que pour la productivité, étaient identiques d'une catégorie de qualification à l'autre. Si cette hypothèse simplifiait grandement le travail d'estimation, elle reste néanmoins difficile à justifier, notamment au regard des résultats agrégés sur le salaire. Il faudrait en effet expliquer comment l'hypothèse d'un profil de salaire identique d'une qualification à l'autre au sein des entreprises est conciliable avec des profils de salaires moyens d'autant plus pentus que la qualification est importante (graphique 3 dans la première section).

Dans cette sous-partie, nous levons donc cette hypothèse et cherchons à estimer des profils de salaire et de productivité distincts pour chacune des trois grandes catégories de qualification définies précédemment. Ces profils sont représentés dans les tableaux de la figure 11 ci-dessous. L'estimation des coefficients de productivité et de salaire relatifs pour chacune des sous-catégories définies par l'âge et la qualification conduirait à un nombre élevé de conditions d'orthogonalité et de coefficients à estimer, ce qui se traduirait par des résultats très imprécis. Afin d'éviter cela, nous avons contraint les profils de productivité et de salaire par qualification en fonction de l'âge à suivre une relation polynomiale d'ordre trois (annexe 2).

En dépit de cette simplification, les résultats restent assez imprécis, notamment en ce qui concerne la productivité. Les écarts-type élevés des coefficients estimés empêchent en particulier de conclure à un décrochage entre salaire et productivité pour l'une ou l'autre de catégorie de qualification, puisque la différence entre ces deux grandeurs n'est jamais statistiquement significative.

De manière générale, les profils moyens de salaire et de productivité en fonction de l'âge sont assez plats, sauf pour les très qualifiés. En ce qui concerne les salaires, on retrouve le résultat illustré par la figure 3, avec une croissance des salaires moyens selon l'âge beaucoup plus marquée pour les très qualifiés que pour les qualifiés et non qualifiés. Le profil de productivité selon l'âge pour les très qualifiés a une forme similaire à ce que nous estimions dans les parties précédentes, sous la contrainte d'un profil identique pour toutes les catégories de qualification. La productivité des très qualifiés croît en début de carrière, jusqu'à un âge situé vers 40 ou 45 ans selon les secteurs, puis reste à peu près stable. Cette stabilité de la productivité en deuxième partie de carrière contraste avec un salaire croissant à tous les âges, mais comme nous le précisions précédemment les résultats sont trop imprécis pour conclure à un « décrochage » entre salaire et productivité pour les très qualifiés âgés.



Note : Champ de l'étude restreint aux entreprises dans lesquelles les trois catégories de qualification sont représentées.  
 Trait plein : productivité. Traits pointillés : salaire.

Les profils sont calculés à partir des résultats des équations de salaire et de productivité (tableau C en annexe 4). Les intervalles de confiance ne sont pas représentés : dans tous les cas, ils sont trop importants pour pouvoir conclure à un écart significatif entre salaire et productivité (tableau D en annexe 4).

## Conclusion

La structure par âge de la main-d'œuvre d'une entreprise se traduit sur la productivité globale de cette entreprise, via les productivités propres de chacune des classes d'âge. Réciproquement, les divers chocs externes affectant la production d'une entreprise se traduiront par des ajustements des facteurs de production, et donc par une modification de la structure de la main d'œuvre. En conséquence, les corrélations entre pyramide des âges et performances économiques des entreprises ne traduisent pas directement la productivité propre des classes d'âge, du fait de cette circularité des effets. En particulier, la corrélation observée entre augmentation du poids des salariés âgés et diminution de la productivité dans les entreprises ne peut pas se justifier par le fait que les âgés seraient moins productifs que les plus jeunes. Nous avons montré en effet que l'ajustement plus rapide de la main d'œuvre jeune aux chocs externes entraîne une sur-estimation de la productivité des plus jeunes, et une sous-estimation de celle des plus âgés.

Dans cette étude, nous proposons une méthode qui permet de corriger ce biais et de n'estimer que la productivité relative des différentes classes d'âge. Elle aboutit à l'estimation d'un profil de productivité croissant jusque vers 40 ans, puis stable au-delà, aussi bien dans l'industrie que dans le commerce et les services. De plus, les gains de salaire avec l'âge correspondent globalement à ces gains de productivité. Si elle permet de corriger le biais, la méthode d'estimation utilisée se traduit néanmoins par une plus grande imprécision des résultats. En particulier, s'il semble qu'il y ait un léger tassement de la productivité après 55 ans, alors que les salaires continueraient de croître, ce « décrochage » entre productivité et salaire après 55 ans n'est pas statistiquement significatif, compte tenu de la précision des estimations.

La principale limite de ces résultats réside dans le fait qu'il s'agit de profils moyens, et non de profils individuels d'évolution de la productivité avec l'âge. Ces profils restent donc sujets à certains biais de composition, dus notamment au fait que nous n'estimons que la productivité des travailleurs en emploi, ou au fait que certains salariés initialement non-qualifiés accèdent à des postes qualifiés en cours de carrière. Si les travailleurs les moins productifs se font massivement évincer du marché du travail aux âges élevés, la productivité estimée des plus de 55 ans sera par exemple biaisée puisqu'elle ne concerne que ceux qui sont encore en emploi, c'est à dire les salariés les plus productifs de cette classe d'âge.

Il s'agit donc bien de profils moyens de productivité et de salaire selon l'âge pour les salariés en emploi. En particulier, ces profils ne présagent pas de situations individuelles. Certains salariés peuvent évidemment voir leur productivité diminuer aux âges élevés, tout comme certaines entreprises peuvent être confrontées à une main d'œuvre âgée dont le salaire est trop élevé compte tenu de sa productivité. Nos résultats semblent néanmoins montrer qu'il ne s'agit pas là d'un phénomène massif, la productivité des salariés restant globalement stable, plutôt qu'elle ne décline, aux âges élevés.

## Bibliographie

Arellano, Manuel, et Bond, Stephen, (1991) « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, 58 : 277-97

Aubert, Patrick, (2003) « La situation des salariés âgés du secteur privé », Document de travail du Département des études économiques d'ensemble n° G2003/05

Aubert, Patrick, (2003) « Plus d'un salarié du privé sur cinq a plus de 50 ans en 2000 », *Insee Première*, n° 910

Bigot, Jean-François, (2000) « Comparaison entre les effectifs SUSE et DADS afin de fournir des effectifs dans le cadre du règlement SBS », note N°207/E220, Insee - Direction des Statistiques d'entreprise

Bigot, Jean-François, (2000) « Typologie des problèmes rencontrés lors de la comparaison des fichiers SUSE et DADS sur les effectifs par secteur d'activité », note N°208/E220, Insee - Direction des Statistiques d'entreprise

Crépon, Bruno, Deniau, Nicolas, et Perez-Duarte, Sébastien, (2003) « Productivité et Salaire des travailleurs âgés », *Revue française d'économie*, vol. 18, n°1, pp. 157-185

Griliches, Zvi, et Mairesse, Jacques, (1997) "Production Functions: The Search for Identification." Working paper 9730, CREST

Hægeland, Torbjørn, et Klette, Tor Jacob (1999) "Do Higher Wages Reflect Higher Productivity? Education, Gender and Experience Premiums in a Matched Plant-Worker Data Set." In *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, edited by J. Haltiwanger, J. Lane, J. R. Spletzer, J. Theeuwes, and K. Troske, Amsterdam: North Holland

Hellerstein, Judith K.; Neumark, David; et Troske, Kenneth R. (1999) "Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations." *Journal of Labor Economics* 17 : 409–46.

## Annexe 1 : Les Données

Nos données sont issues d'un appariement des Déclarations Administratives de Données Sociales (DADS) et des déclarations de Bénéfices Réels Normaux (BRN) de 1994 à 2000.

Les DADS sont issues d'une formalité administrative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés. Dans cette déclaration, les employeurs sont tenus de communiquer annuellement pour chaque établissement la masse des traitements qu'ils ont versés, les effectifs employés et une liste nominative de leurs salariés indiquant pour chacun le montant perçu des rémunérations salariales. Ces DADS sont initialement adressées aux organismes de Sécurité Sociale et à l'administration fiscale. L'exploitation statistique en est ensuite assurée par l'Insee. Dans cette étude, nous utilisons une base dans laquelle ces données sur les salariés ont été agrégées au niveau de chaque entreprise. Elle nous fournit donc des informations sur les effectifs des entreprises, la structure de leur main d'œuvre et les caractéristiques de chacune des composantes de cette main d'œuvre.

Les BRN sont issus des informations fournies par les entreprises soumises à l'impôt à l'administration fiscale. Les formulaires fiscaux correspondants sont particulièrement riches. Ils comportent en particulier un compte de résultat et un bilan complet. Seules les entreprises dont le chiffre d'affaire est supérieur à 3 800 000 francs sont en fait soumises à ce régime, les entreprises plus petites pouvant opter pour un régime de déclaration simplifié. La base BRN exclut donc un grand nombre de petites entreprises, ce qui explique qu'elle contienne moins d'observations que les DADS.

### *Variables et champ*

Le champ de l'étude est celui des entreprises pérennes de 1994 à 2000 ayant au moins 5 employés en équivalent année-travail<sup>7</sup>. Il inclut les entreprises du secteur privé ainsi que les grandes entreprises nationales. Les secteurs « pêche », « construction », « activités financières » et « administrations » sont exclus.

La valeur ajoutée, utilisée comme variable dépendante dans nos régressions, est mesurée comme la production moins les consommations intermédiaires et les variations de stock dans les BRN. Elle est ensuite déflatée par un indice d'évolution des prix par secteur (au niveau NES 114), issus des données des Comptes Trimestriels de l'INSEE. Le capital est mesuré par les immobilisations productives brutes. Les DADS fournissent notre mesure du travail, défini comme le nombre total d'heures travaillées dans l'entreprise au cours de l'année. Le coût salarial total est calculé de même à partir des DADS. Pour chaque entreprise, on calcule également ces grandeurs (travail et coût salarial agrégés) pour des « cellules » définies par des catégories de qualification<sup>8</sup> (4 catégories) et d'âge (8 catégories, par tranche de cinq ans).

---

<sup>7</sup> L'effectif exprimé en équivalent année-travail est calculé en pondérant l'effectif par le nombre de jours travaillés dans l'année par chaque employé.

<sup>8</sup> Nous adoptons un découpage par niveaux de qualification simple et distinguons trois grandes catégories de salariés, définies à partir de la catégorie socioprofessionnelle. Il s'agit donc de niveaux de qualification associés aux postes occupés, et non de la qualification des individus proprement dite. La catégorie des « très qualifiés » regroupe les ingénieurs, techniciens, managers et professions intermédiaires. Les « qualifiés » sont les ouvriers et employés qualifiés. Enfin, les « non qualifiés » regroupent les ouvriers non-qualifiés, ainsi que les agents de surveillance, employés de commerce et personnels des services directs aux particuliers.

### ***Appariement DADS-BRN***

L'appariement des DADS aux BRN réclame par ailleurs une certaine prudence du fait des différences de traitement lors des modifications de structure. En effet, ces dernières peuvent être traitées sur la validité courante dans les BRN, alors qu'on ne « s'aperçoit » de la modification que l'année suivante dans les DADS (Bigot, 2000). Les modifications de structure posent donc problème à double titre. D'une part, les deux sources statistiques ne sont plus cohérentes entre elles durant les années où l'entreprise subit une modification de structure. D'autre part, les différences premières des variables d'une année à l'année suivante ne sont plus forcément très pertinentes. Pour une entreprise qui en a par exemple absorbé une autre, la nouvelle entité n'est plus comparable à l'entreprise avant fusion.

Afin d'assurer la cohérence entre les deux bases de données initiales, on confronte donc les effectifs des entreprises dans chacune de ces sources. En pratique les effectifs mesurés dans les BRN ou dans les DADS à partir du nombre de jours travaillés peuvent néanmoins être assez différents. Imposer des critères trop radicaux de cohérence entre ces deux mesures conduirait donc à rejeter un nombre élevé d'observations. De ce fait, nous répondons à ce problème de cohérence entre les deux sources en choisissant une marge de tolérance assez élevée puisque nous n'éliminons de la base que les entreprises pour lesquelles l'effectif en équivalent année-travail dans les DADS est inférieur à 50 % ou supérieur à 150 % de l'effectif dans les BRN. Nous supposons que ce filtre permet d'éliminer une grande partie des entreprises en modification de structure, en identifiant ces dernières aux entreprises pour lesquelles les effectifs dans chacune des deux bases divergent fortement.

### ***Élimination des valeurs aberrantes***

Un certain nombre de filtrages ont par ailleurs été effectués, correspondant aux conditions suivantes : présence de l'entreprise dans chacune des bases pour chaque année de 1994 à 2000 ; l'effectif, la valeur ajoutée, les immobilisations productives brutes doivent être strictement positives pour chacune des années (dans les BRN) ; le coût salarial total doit être strictement positif dans les DADS. Enfin, afin d'exclure les valeurs aberrantes, nous éliminons également de la base les entreprises qui se trouvent au-delà de la moyenne plus ou moins cinq fois l'écart-type pour le logarithme du coût moyen horaire, du nombre moyen d'heures travaillées par jour, de la moyenne de 1994 à 2000 de la productivité du travail et de celle du capital, ainsi que pour la croissance de l'effectif, du capital ou de la production.

### ***Nombre d'observations***

De 1994 à 2000, les DADS et les BRN contiennent respectivement 10 et 3,3 millions d'entreprises-année<sup>9</sup> pour lesquelles la valeur ajoutée, l'effectif et le coût salarial sont renseignés et non nuls. La restriction du champ aux entreprises d'au moins 5 employés laisse à peu près 3,5 millions d'entreprises-année dans les DADS, et n'exclut pratiquement aucune entreprise dans les BRN. L'appariement de ces deux bases contient trois millions d'observations. Après élimination des observations pour lesquelles les effectifs divergent fortement d'une base à l'autre, il nous reste 1,8 millions d'entreprises-année, correspondant à près de 450 000 entreprises. Parmi ces entreprises, seulement un quart sont présentes toutes les années de 1994 à 2000. Le

---

<sup>9</sup> Par « entreprise-année », on entend l'observation d'une entreprise à une année donnée. Une même entreprise présente toutes les années de 1994 à 2000 correspondra donc à sept « entreprises-année » dans la base appariée.

cylindrage du panel est donc la principale source de perte dans notre base<sup>10</sup>. Enfin, l'élimination des valeurs aberrantes, de certains secteurs et des entreprises pour lesquelles le secteur n'est pas constant d'une année à l'autre nous laisse une base finale contenant 24 058 entreprises pour l'industrie, 28 690 entreprises pour le commerce et 17 932 entreprises pour les services.

| <b>Tableau 4 : Construction de la base et nombre d'observations (année 2000)</b>   |   |                  |                   |                   |
|--|---|------------------|-------------------|-------------------|
| Base   | Nombre d'entreprises<br>(pourcentage de la main d'œuvre totale dans les DADS) |                  |                   |                   |
|  | Ensemble  | Industrie        | Commerce          | Services          |
| <b>BRN</b><br>(secteurs dans le champ de l'étude, au moins 4 salariés au 31/12/2000)   | 260 184   | 64 107           | 90 989            | 105 088           |
| <b>DADS</b> (entreprises comptant strictement plus de 4 salariés en équivalent année travail, secteurs dans le champ de l'étude)                       | 429 922<br>(100%)   | 89 579<br>(100%) | 121 596<br>(100%) | 218 747<br>(100%) |
| <b>Appariement DADS et BRN</b><br>(entreprises comptant strictement plus de 4 salariés en équivalent année travail, secteurs dans le champ de l'étude) | 273 713<br>(72%)  | 65 097 (93%)     | 99 939<br>(91%)   | 108 677<br>(58%)  |
| Appariement DADS et BRN, avec <b>cohérence des effectifs entre les deux sources en 2000</b>  | 246 826<br>(59%)  | 61 741 (86%)     | 92 991<br>(85%)   | 92 094<br>(40%)   |
| <b>Entreprises pérennes de 1994 à 2000</b><br>(avec cohérence des effectifs entre BRN et DADS chaque année)  | 86 735<br>(33%)   | 28 415<br>(58%)  | 33 661<br>(44%)   | 24 008<br>(17%)   |
| Échantillon après <b>élimination des valeurs aberrantes</b>  | 70 680<br>(25%)   | 24 058<br>(52%)  | 28 690<br>(37%)   | 19 764<br>(12%)   |

Remarque : le nombre d'entreprise dans les BRN est celui des entreprises ayant au moins 4 salariés en fin d'année. Dans l'appariement DADS-BRN, la restriction du champ aux entreprises d'au moins cinq salariés est effectuée à partir de l'effectif mesuré en équivalent année-travail dans les DADS. Cette base compte donc plus d'entreprises que la base BRN présentée en première ligne du tableau, puisqu'elle inclut certaines entreprises ayant réduit leur effectif en cours d'année, et qui compte moins de 4 salariés au 31 décembre 2000 tout en ayant un effectif moyen en équivalent année-travail supérieur à quatre.

<sup>10</sup> A proprement parler, c'est le fait d'imposer que les firmes soient présentes et aient un effectif cohérent entre les BRN et les DADS pour toutes les années de 1994 à 2000 qui conduit à écarter autant d'observations. Le cylindrage du panel sans élimination des entreprises pour lesquelles l'effectif diverge d'une base à l'autre nous laisse en fait plus de 175 000 firmes.



## Annexe 2 : Estimation des productivités marginales

### **La fonction de production**

Le cadre théorique utilisé ici est similaire à celui de Crépon et al (2001), lui-même inspiré de la méthode initialement utilisée par Hellerstein et al (1999). Considérons une fonction de production de type Cobb-Douglas :

$$\ln(Q_{i,t}) = \ln(A) + \beta \cdot \ln(K_{i,t}) + \alpha \cdot \ln(\lambda \cdot L_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

où  $Q_{i,t}$  désigne la valeur ajoutée dans la firme  $i$  à la date  $t$ ,  $K_{i,t}$  son stock de capital et  $\lambda \cdot L$  le « travail efficace ».

L'objectif étant l'estimation des productivités relatives de divers sous-groupes de travailleurs,  $\lambda \cdot L$  peut être réécrit comme la somme du travail efficace relatif de chacun de ces sous-groupes, à l'exception d'un sous-groupe choisi comme référence :

$$\lambda L = \sum_i \lambda_i \cdot L_i = \lambda_0 \cdot L \left( \frac{L_0}{L} + \sum_{i \neq \{0\}} \frac{\lambda_i}{\lambda_0} \cdot \frac{L_i}{L} \right) = \lambda_0 \cdot L \cdot \left( 1 + \sum_{i \neq \{0\}} \left( \frac{\lambda_i}{\lambda_0} - 1 \right) \cdot \frac{L_i}{L} \right)$$

La fonction de production se réécrit alors

$$\ln(Q) = \text{cons} + \beta \cdot \ln(K) + \alpha \cdot \log(L) + \alpha \cdot \log\left( 1 + \sum_{j \neq \{0\}} \left( \frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1 \right) \cdot \frac{L_j}{L} \right) + \varepsilon.$$

ou, en linéarisant le dernier terme :

$$\ln(Q_{i,t}) \approx \text{cons} + \beta \cdot \ln(K_{i,t}) + \alpha \cdot \log(L_{i,t}) + \sum_{j \neq \{0\}} \alpha \cdot \left( \frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1 \right) \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Il s'agit d'une fonction de production classique dans laquelle on a ajouté parmi les régresseurs la part du travail total effectuée par chaque sous-groupe de salariés considéré, à l'exception de l'un d'entre eux choisi comme référence. Cette spécification revient donc à considérer la part de chaque groupe de salariés comme un facteur de production. On estime la productivité marginale de ce « facteur » comme son coefficient dans une régression de la valeur ajoutée de l'entreprise.

### **Productivité des classes d'âge et productivité des catégories de qualification**

Nos données nous permettent de distinguer 4 catégories de qualification et 8 catégories d'âge. La distinction de sous-catégories définies à la fois par l'âge et la qualification impliquerait néanmoins un grand nombre de coefficients à estimer et un grand nombre de conditions d'orthogonalité. De plus, réduire la taille des catégories réduit également le nombre d'entreprises pour lesquels des salariés de chaque catégorie existent, et donc le champ sur lequel se fait l'identification des coefficients. Une estimation à partir de sous-catégories de salariés croisant qualification et âge entraînerait donc des résultats très imprécis.

Deux stratégies sont possibles pour répondre à ce problème. La première consiste à retenir l'hypothèse que les profils de productivité par âge sont identiques d'une catégorie de qualification à l'autre. Ceci implique par exemple que la productivité relative des 50-54 ans très qualifiés par rapport à celle des 50-54 ans non qualifiés est la même que celle des 35-39 ans très qualifiés par rapport à celle des 35-39 ans non qualifiés. En d'autres termes, la productivité relative d'un sous-groupe défini par une catégorie de qualification et une tranche d'âge est égale à la somme des productivités relatives de la catégorie de qualification et de la classe d'âge données prises séparément. Par exemple, la productivité relative des 50-54 ans non qualifiés se réécrirait

$$\frac{\lambda_{50-54 \text{ ans}, non-qualif}}{\lambda_0} = \frac{\lambda_{50-54 \text{ ans}}}{\lambda_0} + \frac{\lambda_{non-qualif}}{\lambda_0}$$

La fonction de production à estimer sous cette hypothèse est donc

$$\ln(Q_{i,t}) = cons + \beta \cdot \ln(K_{i,t}) + \alpha \cdot \log(L_{i,t}) + \sum_{age_j} \alpha \cdot \left( \frac{\lambda_{age_j}}{\lambda_0} - 1 \right) \left( \frac{L_{age_j}}{L} \right)_{i,t} + \sum_{qualif_k} \alpha \cdot \left( \frac{\lambda_{qualif_k}}{\lambda_0} - 1 \right) \left( \frac{L_{qualif_k}}{L} \right)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

La seconde stratégie consiste à contraindre les profils de productivité parmi chacune des catégories de qualification à suivre une certaine forme fonctionnelle « simple ». Par exemple, on peut supposer que la productivité suit une relation polynomiale d'ordre trois en fonction de l'âge.

$$\lambda_{age} = \delta_1 \cdot age + \delta_2 \cdot age^2 + \delta_3 \cdot age^3$$

Sous cette hypothèse, la somme des productivités relatives des différentes classes d'âge peut se remplacer dans l'équation par un terme fonction de l'âge moyen, de l'âge au carré moyen et de l'âge au cube moyen pour chacune des catégories de qualification

$$\sum_{age_j} \left( \frac{\lambda_{age_j}}{\lambda_0} - 1 \right) \left( \frac{L_{age_j}}{L} \right)_{i,t} = \left( \frac{\delta_1}{\lambda_0} - 1 \right) \sum_{age} age \cdot \left( \frac{L_{age_j}}{L} \right)_{i,t} + \left( \frac{\delta_2}{\lambda_0} - 1 \right) \sum_{age} age^2 \cdot \left( \frac{L_{age_j}}{L} \right)_{i,t} + \left( \frac{\delta_3}{\lambda_0} - 1 \right) \sum_{age} age^3 \cdot \left( \frac{L_{age_j}}{L} \right)_{i,t}$$

En procédant à cette réécriture pour chacune des catégories de qualification, l'équation de production peut s'écrire

$$\ln(Q_{i,t}) = cons + \beta \cdot \ln(K_{i,t}) + \alpha \cdot \log(L_{i,t}) + \sum_{qualif_k} \alpha \cdot \left( \frac{\lambda_{qualif_k}}{\lambda_0} - 1 \right) \left( \frac{L_{qualif_k}}{L} \right)_{i,t} + \sum_{qualif_j} \alpha \cdot \left( \phi_{1,qualif_j} \cdot A_{qualif_j} + \phi_{2,qualif_j} \cdot A_{qualif_j}^2 + \phi_{3,qualif_j} \cdot A_{qualif_j}^3 \right)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

avec

$$A_{qualif}^i = \sum_{age} age^i \cdot \left( \frac{L_{age,qualif}}{L_{qualif}} \right)_{i,t}$$

Du fait de sa simplicité, nous retenons la première stratégie dans les sections 4 et 5. En pratique, il est difficile néanmoins de justifier l'idée que les profils de productivité et de salaire sont identiques pour toutes les catégories de salariés. Pour les salaires, en particulier, les résultats agrégés sur les profils de salaires moyens nous incitent au contraire à rejeter cette idée, le profil selon l'âge des salaires étant beaucoup plus pentu parmi les très qualifiés que parmi les non qualifiés. Afin de lever cette hypothèse contraignante, nous retenons donc la seconde stratégie dans la dernière section, et présentons des profils obtenus pour chacune des catégories de qualification séparément.

### ***Estimation dans les dimensions « inter » et « intra » entreprise***

Plusieurs stratégies d'estimation de ces fonctions de production sont possibles. La première consiste à considérer qu'il faut comparer les moyennes de long terme des niveaux de la production et de ses facteurs. C'est donc la variabilité d'une entreprise à l'autre, i.e. la dimension « inter » entreprise, qui est utilisée comme source d'identification des productivités marginales des différents facteurs de production. En d'autres termes, un groupe de salarié sera par exemple estimé plus productif que le groupe de référence si une entreprise produit en moyenne plus qu'une entreprise comparable (en terme de niveau de capital et de travail, de taille, secteur, âge) lorsque ce groupe représente une part plus grande de ses effectifs.

Cette spécification consistera donc à calculer en premier lieu la moyenne par entreprise de toutes les variables sur la période d'observation (1994 à 2000) afin d'éliminer les fluctuations transitoires des différentes variables, et à estimer ensuite la fonction de production à partir de ces moyennes.

$$\ln(Q_{i,\bullet}) = \text{cons} + \beta \cdot \ln(K_{i,\bullet}) + \alpha \cdot \log(L_{i,\bullet}) + \sum_{j \neq \{0\}} \alpha_j \left( \frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1 \right) \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,\bullet} + \varepsilon_{i,\bullet}$$

La notation  $X_{i,\bullet}$  désignant la moyenne de la variable  $X$  pour l'entreprise  $i$  sur la

$$\text{période d'observation } X_{i,\bullet} = \frac{1}{7} \cdot \sum_{t=1994}^{2000} X_{i,t}$$

Cette approche peut néanmoins conduire à une estimation biaisée des productivités marginales des facteurs s'il y a une hétérogénéité inobservée d'une entreprise à l'autre. Une seconde approche consiste donc à utiliser comme source d'identification uniquement la variabilité temporelle de la production et de ses facteurs pour chaque entreprise, c'est à dire la dimension « intra » entreprise. L'interprétation d'une fonction de production estimée dans cette dimension est un peu différente de celle d'une fonction de production estimée dans la dimensions « inter ». Dans la dimension intra-entreprise, un groupe de salariés est estimé plus productif si, en moyenne, la production d'une entreprise est plus élevée que son niveau habituel aux périodes où le poids de ce groupe de salarié est plus élevé que son poids habituel dans l'emploi de cette entreprise.

Cette spécification conduit donc à estimer la fonction de production à partir des variables mesurées en écart à leur moyenne pour l'entreprise sur la période d'observation.

$$\ln(Q_{i,t}) - \ln(Q_{i,\bullet}) = cons + \beta \cdot [\ln(K_{i,t}) - \ln(K_{i,\bullet})] + \alpha \cdot [\ln(L_{i,t}) - \ln(L_{i,\bullet})] + \sum_{j \neq \{0\}} \alpha \cdot \left( \frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1 \right) \left[ \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,t} - \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,\bullet} \right] + \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,\bullet}$$

Une autre manière de considérer la variabilité dans la dimension intra-entreprise consiste à utiliser les variations des variables au sein de chaque entreprise, sur des périodes plus ou moins longues. En estimerait donc une équation du type

$$\ln(Q_{i,t}) - \ln(Q_{i,t-s}) = cons + \beta \cdot [\ln(K_{i,t}) - \ln(K_{i,t-s})] + \alpha \cdot [\ln(L_{i,t}) - \ln(L_{i,t-s})] + \sum_{j \neq \{0\}} \alpha \cdot \left( \frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1 \right) \left[ \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,t} - \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,t-s} \right] + \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-s}$$

Cette équation peut s'estimer en considérant aussi bien des variations sur de longues périodes (par exemple, s=5, on parle alors de « différence longue »), que des variations d'une année à l'autre (s=1). On parle alors de « différence première ».

### ***Le problème de simultanéité***

Bien qu'elle permette de traiter en partie le biais d'hétérogénéité, l'estimation de la fonction de production dans la dimension « intra » entreprise reste néanmoins sujette à un certain nombre de biais, du fait en particulier de la simultanéité des chocs externes affectant le niveau de la production avec les décisions d'embauche et d'ajustement du capital. Cette simultanéité se traduit par des corrélations entre les variations des facteurs de production et les résidus de l'équation de production.

Supposons par exemple que le résidu pour l'entreprise  $i$  dans l'équation ci-dessus peut s'écrire  $\varepsilon_{i,t} = u_{i,t} + v_{i,t}$ , où  $u_{i,t}$  représente le niveau de productivité générale de l'entreprise  $i$  à l'instant  $t$ , tandis que  $v_{i,t}$  est un choc transitoire sur la production. Dans cette modélisation, on suppose que  $u_{i,t}$  est un « facteur » connu par l'entreprise, dont les évolutions futures sont au moins en partie prévisibles, alors que  $v_{i,t}$  est un choc totalement imprévisible. On peut imaginer par exemple que  $u_{i,t}$  suit une marche aléatoire  $u_{i,t} = u_{i,t-1} + \eta_{i,t}$ ,  $\eta_{i,t}$  représentant un choc durable à l'instant  $t$  sur la productivité générale des facteurs de l'entreprise  $i$ . Si  $\eta_{i,t}$  est anticipé à l'instant  $(t-1)$ , l'entreprise ajuste sa main-d'œuvre et son capital en conséquence, si bien que  $\Delta \log L_{i,t} = \log L_{i,t} - \log L_{i,t-1}$  et  $\Delta \log K_{i,t}$  seront certainement corrélés avec  $\eta_{i,t}$ .

Sous cette hypothèse, le terme individuel inobservable  $u_{i,t} = \sum_{s \leq t} \eta_{i,s}$  sera corrélé non seulement avec  $\log L_{i,t}$  et  $\log K_{i,t}$  mais également avec tous leurs niveaux et différences passées, puisqu'il traduit l'accumulation « historique » de tous les chocs sur la production de l'entreprise.

Si le résidu de l'équation de production s'écrit bien sous cette forme, c'est à dire s'il contient un terme idiosyncrasique dont l'innovation est anticipée par l'entreprise et donc corrélée aux ajustements de main d'œuvre et de capital, alors l'estimation des modèles qui utilisent la variabilité intra-entreprise comme source d'identification sera

biaisée. En effet, si l'on écrit la fonction de production par exemple en « différence première » :

$$\Delta \ln(Q)_{i,t} = \beta \cdot \Delta \ln(K)_{i,t} + \alpha \cdot \Delta \log(L)_{i,t} + \sum_{j \neq \{0\}} \alpha \cdot \left( \frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1 \right) \Delta \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,t} + \eta_{i,t} + v_{i,t} - v_{i,t-1}$$

les variables  $\Delta \ln(K)_{i,t}$  et  $\Delta \log(L)_{i,t}$  sont toujours corrélées au terme inobservable  $\eta_{i,t}$ , ce qui se traduira par un biais sur leurs coefficients estimés. Imaginons par exemple que l'entreprise ajuste son niveau d'emploi plus rapidement que son capital. Face à un choc de demande négatif anticipé, elle réduira rapidement ses effectifs, mais ne traduira ce choc sur son stock de capital qu'à un horizon temporel plus lointain. L'année du choc, on observera donc une diminution de la valeur ajoutée et des effectifs, et un stock de capital à peu près constant. Le choc de demande étant inobservable, on aura donc tendance à imputer à tort la diminution de la production à la diminution d'effectif, alors qu'elle traduit en fait un choc touchant de manière identique la productivité de tous les facteurs de production. Ceci conduira à estimer dans cet exemple une productivité marginale supérieure à sa valeur réelle pour le travail, et inférieure à sa valeur réelle pour le capital.

Le même problème se pose par ailleurs en ce qui concerne les proportions de chacune des classes d'âge dans l'emploi total. La variation de ces proportions

$$\Delta PL_{i,t}^j = \frac{L_{i,t}^j}{L_{i,t}} - \frac{L_{i,t-1}^j}{L_{i,t-1}}$$

sera en effet corrélée avec le terme  $\eta_{i,t}$ , représentant un

« choc durable anticipé » sur la productivité, non seulement par le biais de la variation de son dénominateur  $L_{i,t}$ , mais également parce que les embauches et licenciements par classe d'âge sont directement corrélés avec ce terme. Nous avons vu en effet que, à l'exception de la classe d'âge des plus de 55 ans, la variation de la part de chacune des catégories d'âge et de qualification est corrélée de manière significative avec la variation du niveau d'emploi. De plus, cette corrélation est positive pour les catégories des plus jeunes et des moins qualifiés, et négative pour les plus âgés et les plus qualifiés. Si l'on accepte l'idée d'une causalité inverse entre production et niveau des facteurs de production, c'est à dire si l'on accepte l'idée que les entreprises peuvent anticiper un choc de demande positif ou négatif et ajuster simultanément leur niveau d'emploi en embauchant ou licenciant, alors les coefficients associés aux variations des parts des différentes catégories d'âge ou de qualification seront biaisés dans l'estimation de la fonction de production. Ce biais sera de plus positif pour les catégories plus jeunes et moins qualifiées, et négatif pour les plus anciens et plus qualifiés.

### ***Utiliser la méthode des moments généralisée (MMG) pour traiter le biais de simultanéité***

Une réponse à ce problème de biais consiste à utiliser la méthode des moments généralisés (MMG), en instrumentant les variations des facteurs de production par des variables qu'on suppose indépendantes des chocs de productivité inobservés.

On peut par exemple utiliser comme instruments l'ensemble des niveaux *passés* des facteurs de production, selon la procédure proposée initialement par Arellano et Bond (1991). L'hypothèse sous-jacente est que ces variables passées ne sont pas corrélées à l'innovation présente  $\eta_{i,t}$  du terme inobservable  $u_{i,t}$ . En d'autres termes, nous estimons la fonction de production en différence suivante

$$\Delta \ln(Q)_{i,t} = \beta \cdot \Delta \ln(K)_{i,t} + \alpha \cdot \Delta \log(L)_{i,t} + \sum_{j \neq \{0\}} \gamma_j \cdot \Delta \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,t} + \mu_{i,t}$$

avec  $\mu_{i,t} = \Delta(u_{i,t} + v_{i,t}) = \eta_{i,t} + v_{i,t} - v_{i,t-1}$

avec les conditions d'orthogonalité

$$\left\{ \begin{array}{l} E(\ln(K)_{i,t-s} \cdot (\eta_{i,t} + v_{i,t} - v_{i,t-1})) = 0 \\ E(\ln(L)_{i,t-s} \cdot (\eta_{i,t} + v_{i,t} - v_{i,t-1})) = 0 \\ E\left( \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,t-s} \cdot (\eta_{i,t} + v_{i,t} - v_{i,t-1}) \right) = 0 \end{array} \right.$$

pour toute entreprise  $i$  à toute date  $t$  d'observation et pour toutes les catégories de salariés  $j$  considérées. Les retards  $s$  considérés sont par ailleurs supérieurs à deux. Nous ajoutons également des indicatrices de secteur (selon la nomenclature NES 36) et d'année, ainsi que des indicatrices croisées de taille (3 catégories) et d'âge (4 catégories) des entreprises.

Cette spécification conduit néanmoins à un nombre élevé de conditions d'orthogonalité, c'est à dire à un nombre élevé d'hypothèses quant à l'exogénéité des différents instruments. Les estimations montrent en particulier que le test de sur-identification de Sargan, qui teste de manière jointe l'orthogonalité de tous les instruments avec les résidus de l'équation, est systématiquement rejeté sous cette spécification. Elle conduit par ailleurs à inclure parmi les instruments des variables dont le pouvoir explicatif est très faible sur les variations présentes des facteurs de production.

Nous utilisons donc une seconde spécification, utilisant un nombre plus restreint d'instruments. Cette spécification inclut toutes les parts passées des différentes catégories d'âge, dont le pouvoir prédictif est bon à la fois en ce qui concerne les évolutions futures de ces parts, par effet mécanique, et les évolutions de l'emploi. Nous ajoutons également parmi les instruments les variations passées du capital.

### Annexe 3 : Estimation des équations de salaire

Les salaires, agrégés ou par catégories, sont disponibles pour chaque entreprise dans les DADS. Il serait donc aisé de calculer le profil de salaire moyen selon l'âge à partir de ces données. Ce profil moyen traduirait néanmoins le poids des différents secteurs et des différents types d'entreprises dans l'échantillon. Dans la mesure où nous cherchons à estimer un profil de salaire par âge afin de le comparer au profil de productivité estimé précédemment, il convient de contraindre son estimation par les mêmes contraintes qui avaient été imposées à l'estimation du profil de productivité. En particulier, l'estimation des fonctions de production contrôlait de la valeur ajoutée moyenne par secteur, taille et âge d'entreprise, et imposait que le profil de productivité par âge soit le même d'une entreprise à l'autre. Il nous faut donc estimer un profil de salaire où l'on contrôle également du salaire moyen par secteur, taille et âge des entreprises et en imposant la même contrainte d'un profil identique parmi toutes les entreprises. De même, les hypothèses correspondantes aux deux « stratégies » présentées dans l'encadré 3 (hypothèse d'un profil identique parmi toutes les catégories de qualification, pour la première stratégie, ou suivant une relation polynomiale d'ordre trois selon l'âge, pour la seconde) devront être imposées dans l'estimation des équations de salaire afin de pouvoir comparer avec les résultats des équations de production.

Nous choisissons donc d'estimer les profils de salaires en appliquant une démarche similaire à celle des fonctions de production. De la même manière que les productivités relatives des catégories d'âge étaient estimées via la relation entre la part de ces catégories dans l'emploi et la production totale, nous estimons les salaires relatifs de chaque catégorie via la relation entre part dans l'emploi et salaire moyen dans l'entreprise. Le coût salarial agrégé dans l'entreprise s'écrivant comme la somme des coûts salariaux pour chacune des catégories, le coût horaire moyen est

$$\bar{w} = \frac{\sum_i w_i \cdot L_i}{\sum_i L_i} = w_o \cdot \left( \sum_i \frac{w_i}{w_o} \frac{L_i}{L} \right) = w_o \cdot \left( 1 + \sum_{i \neq 0} \left( \frac{w_i}{w_o} - 1 \right) \frac{L_i}{L} \right)$$

Sous l'hypothèse de coûts salariaux relatifs des catégories constants d'une entreprise à l'autre, ces coûts relatifs peuvent être estimés par l'équation de salaire suivante

$$\ln(\bar{w}_i) = \text{cons} + \ln \left( 1 + \sum_{j \neq 0} \left( \frac{w_j}{w_o} - 1 \right) \cdot \left( \frac{L_j}{L} \right)_i \right) + v_i$$

ou par la forme en différence première linéarisée suivante

$$\Delta \ln(\bar{w}_i) = \sum_{j \neq 0} \left( \frac{w_j}{w_o} - 1 \right) \cdot \Delta \left( \frac{L_j}{L} \right)_i + \varepsilon_i$$

Comme dans le cas de la productivité, on estime cette équation de manière jointe pour chacune des années d'observation par la méthode des moments généralisée. Les instruments sont les niveaux passés des parts des catégories d'âge dans les effectifs.

De même, on pourra estimer des profils de salaires par âge pour chacune des catégories de qualification, en imposant que ces profils suivent une relation polynomiale d'ordre trois selon l'âge :

$$\Delta \ln(\bar{w}_i) = \sum_{qualif_k} \left( \frac{w_{qualif}}{w_0} - 1 \right) \Delta \left( \frac{L_{qualif}}{L} \right)_{i,t}$$

$$+ \sum_{qualif_j} \left( \phi_{1,qualif} \cdot \Delta A_{qualif} + \phi_{2,qualif} \cdot \Delta A_{qualif}^2 + \phi_{3,qualif} \cdot \Delta A_{qualif}^3 \right)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

avec

$$\Delta A_{qualif}^i = \sum_{age} age^i \cdot \left( \frac{L_{age,qualif}}{L_{qualif}} \right)_{i,t} - \sum_{age} age^i \cdot \left( \frac{L_{age,qualif}}{L_{qualif}} \right)_{i,t-1}$$

## Annexe 4 : Résultats des estimations

| Tableau A : Fonction de production dans la dimension "inter-entreprises" |           |       |          |       |          |       |
|--|-----------|-------|----------|-------|----------|-------|
|  | Industrie |       | Commerce |       | Services |       |
|  | Param     | Std   | Param    | Std   | Param    | Std   |
| Travail (heures)   | 0,808     | 0,004 | 0,850    | 0,004 | 0,845    | 0,004 |
| Capital  | 0,193     | 0,002 | 0,154    | 0,002 | 0,148    | 0,002 |
| <25 ans  | -0,122    | 0,041 | -0,484   | 0,034 | -0,868   | 0,042 |
| 25-29  | 0,129     | 0,034 | 0,144    | 0,028 | 0,156    | 0,036 |
| 30-34  | 0,092     | 0,046 | 0,041    | 0,037 | 0,070    | 0,050 |
| 35-39  | 0,000     |       | 0,000    |       | 0,000    |       |
| 40-44  | -0,009    | 0,048 | -0,111   | 0,039 | -0,097   | 0,054 |
| 45-49  | 0,023     | 0,036 | -0,042   | 0,030 | 0,116    | 0,042 |
| 50-54  | -0,046    | 0,043 | -0,142   | 0,035 | -0,036   | 0,050 |
| >55 ans  | 0,161     | 0,039 | -0,038   | 0,033 | 0,037    | 0,045 |
| Stagiaires, apprentis  | -0,758    | 0,056 | -0,102   | 0,038 | -0,310   | 0,050 |
| Non-qualifiés  | 0,000     |       | 0,000    |       |          |       |
| Qualifiés  | 0,202     | 0,010 | 0,243    | 0,008 | 0,054    | 0,010 |
| Très qualifiés   | 0,870     | 0,014 | 0,946    | 0,010 | 0,761    | 0,011 |
| R2   | 0,8731    |       | 0,7698   |       | 0,8074   |       |
| Nb entreprises   | 24 058    |       | 28 690   |       | 19 764   |       |

Contrôles : Secteur (NES36), taille (3 catégories) \* âge de l'entreprise (5 catégories)  
Variable dépendante : log de la valeur ajoutée, déflatée d'un indice d'évolution des prix par secteur (NES 114)  
Toutes les variables sont mesurées comme leur moyenne sur la période (1994-2000) par entreprise  
Champ : champ de l'étude sauf pour l'industrie (exclusion du secteur "Énergie") et les services (exclusion des secteurs "Activités financières" et "Administration")

| <b>Tableau B : Fonction de production dans la dimension "intra-entreprises"</b> |           |       |          |       |          |       |
|---|-----------|-------|----------|-------|----------|-------|
|   | Industrie |       | Commerce |       | Services |       |
|   | Param     | Std   | Param    | Std   | Param    | Std   |
| Travail (heures)  | 0,672     | 0,003 | 0,593    | 0,003 | 0,661    | 0,003 |
| Capital   | 0,141     | 0,002 | 0,128    | 0,002 | 0,138    | 0,002 |
| <25 ans   | -0,077    | 0,009 | -0,140   | 0,006 | -0,133   | 0,008 |
| 25-29   | -0,022    | 0,008 | -0,044   | 0,005 | -0,033   | 0,007 |
| 30-34   | 0,006     | 0,007 | 0,002    | 0,005 | -0,006   | 0,006 |
| 35-39   | 0,000     |       | 0,000    |       | 0,000    |       |
| 40-44   | -0,030    | 0,007 | -0,006   | 0,005 | -0,011   | 0,006 |
| 45-49   | -0,069    | 0,008 | -0,034   | 0,006 | -0,023   | 0,008 |
| 50-54   | -0,088    | 0,009 | -0,073   | 0,007 | -0,052   | 0,009 |
| >55 ans   | -0,075    | 0,010 | -0,095   | 0,008 | -0,054   | 0,010 |
| Stagiaires, apprentis   | -0,426    | 0,013 | -0,269   | 0,008 | -0,340   | 0,011 |
| Non qualifiés   | 0,000     |       | 0,000    |       | 0,000    |       |
| Qualifiés   | 0,004     | 0,004 | 0,047    | 0,005 | 0,000    | 0,006 |
| Très qualifiés  | 0,007     | 0,007 | 0,016    | 0,005 | 0,061    | 0,006 |
| R2  | 0,3443    |       | 0,2821   |       | 0,4036   |       |
| Nb entreprises  | 24058     |       | 28690    |       | 19764    |       |

Contrôles : année.  
Variable dépendante : log de la valeur ajoutée, déflatée d'un indice d'évolution des prix par secteur (NES 114)  
Toutes les variables sont mesurées en écart à leur moyenne sur la période pour l'entreprise  
Champ : champ de l'étude sauf pour l'industrie (exclusion du secteur "Énergie") et les services (exclusion des secteurs "Activités financières" et "Administration")

**Tableau C : Estimations des fonction de production et de salaire par la MMG - Séparation des qualifications**

|                       | Industrie  |       |          |       | Commerce   |       |          |       | Services   |       |          |       |
|-----------------------|------------|-------|----------|-------|------------|-------|----------|-------|------------|-------|----------|-------|
|                       | Production |       | Salaires |       | Production |       | Salaires |       | Production |       | Salaires |       |
|                       | Param      | Std   | Param    | Std   | Param      | Std   | Param    | Std   | Param      | Std   | Param    | Std   |
| Travail (heures)      | 0,721      | 0,073 |          |       | 0,589      | 0,083 |          |       | 0,835      | 0,085 |          |       |
| Capital               | 0,239      | 0,045 |          |       | 0,172      | 0,049 |          |       | 0,062      | 0,043 |          |       |
| Age moyen des NQ      | 0,029      | 0,028 | 0,011    | 0,013 | -0,017     | 0,020 | -0,016   | 0,011 | 0,020      | 0,023 | -0,002   | 0,013 |
| (Age des NQ)^2 moyen  | -0,034     | 0,019 | -0,035   | 0,009 | -0,028     | 0,014 | -0,022   | 0,007 | 0,009      | 0,016 | -0,013   | 0,009 |
| (Age des NQ)^3 moyen  | -0,021     | 0,032 | -0,007   | 0,016 | 0,024      | 0,023 | 0,025    | 0,013 | -0,012     | 0,026 | 0,011    | 0,014 |
| Age moyen des Q       | 0,023      | 0,036 | 0,029    | 0,016 | 0,013      | 0,024 | 0,026    | 0,013 | 0,005      | 0,035 | -0,004   | 0,019 |
| (Age des Q)^2 moyen   | -0,062     | 0,027 | -0,070   | 0,013 | -0,051     | 0,019 | -0,036   | 0,010 | -0,057     | 0,027 | -0,036   | 0,016 |
| (Age des Q)^3 moyen   | 0,006      | 0,041 | 0,016    | 0,021 | 0,025      | 0,027 | 0,009    | 0,015 | 0,039      | 0,040 | 0,050    | 0,023 |
| Age moyen des TQ      | 0,104      | 0,023 | 0,059    | 0,011 | 0,100      | 0,026 | 0,077    | 0,010 | 0,066      | 0,029 | 0,042    | 0,015 |
| (Age des TQ)^2 moyen  | -0,080     | 0,024 | -0,030   | 0,012 | -0,111     | 0,020 | -0,071   | 0,011 | -0,147     | 0,027 | -0,077   | 0,015 |
| (Age des TQ)^3 moyen  | 0,001      | 0,029 | 0,045    | 0,016 | 0,029      | 0,025 | 0,061    | 0,014 | 0,057      | 0,033 | 0,079    | 0,019 |
| Stagiaires, apprentis | -0,942     | 0,333 | -0,995   | 0,157 | -0,924     | 0,252 | -0,469   | 0,126 | -0,807     | 0,210 | -0,578   | 0,099 |
| Non qualifiés         | 0,000      |       | 0,000    |       | 0,000      |       | 0,000    |       | 0,000      |       | 0,000    |       |
| Qualifiés             | 0,067      | 0,134 | -0,052   | 0,065 | -0,112     | 0,178 | 0,049    | 0,092 | -0,052     | 0,171 | -0,117   | 0,098 |
| Très qualifiés        | 0,101      | 0,197 | 0,284    | 0,099 | -0,018     | 0,166 | 0,137    | 0,091 | 0,286      | 0,192 | 0,182    | 0,108 |
| Nb entreprises        | 20272      |       | 20272    |       | 20637      |       | 20637    |       | 11413      |       | 11413    |       |
| Sargan (nlib)         | 122,2      | (126) | 152,9    | (114) | 115,4      | (126) | 128,3    | (114) | 124,8      | (126) | 121,9    | (114) |
| P valeur              | 0,579      |       | 0,009    |       | 0,741      |       | 0,170    |       | 0,513      |       | 0,288    |       |

Champ = champ de l'étude restreint aux entreprises pour lesquelles les trois catégories de qualification sont représentées dans la main d'œuvre

| Tableau D : Profils de salaires et de productivité par secteur et par qualification |              |       |         |       |              |       |         |       |              |       |         |       |
|---|--------------|-------|---------|-------|--------------|-------|---------|-------|--------------|-------|---------|-------|
|   | Industrie    |       |         |       | Commerce     |       |         |       | Services     |       |         |       |
|   | Productivité |       | Salaire |       | Productivité |       | Salaire |       | Productivité |       | Salaire |       |
|   | Param        | Std   | Param   | Std   | Param        | Std   | Param   | Std   | Param        | Std   | Param   | Std   |
| Non qualifiés   |              |       |         |       |              |       |         |       |              |       |         |       |
| <25 ans   | -0,044       | 0,089 | -0,025  | 0,006 | -0,023       | 0,112 | -0,011  | 0,006 | -0,006       | 0,084 | -0,011  | 0,008 |
| 25-29   | -0,028       | 0,056 | -0,014  | 0,005 | -0,003       | 0,073 | -0,001  | 0,004 | -0,007       | 0,054 | -0,004  | 0,005 |
| 30-34   | -0,012       | 0,027 | -0,005  | 0,003 | 0,004        | 0,036 | 0,002   | 0,003 | -0,005       | 0,026 | -0,001  | 0,003 |
| 35-39   | 0,000        | 0,000 | 0,000   | 0,000 | 0,000        | 0,000 | 0,000   | 0,000 | 0,000        | 0,000 | 0,000   | 0,000 |
| 40-44   | 0,007        | 0,025 | 0,001   | 0,003 | -0,010       | 0,035 | -0,005  | 0,003 | 0,006        | 0,025 | -0,001  | 0,003 |
| 45-49   | 0,004        | 0,048 | -0,004  | 0,006 | -0,022       | 0,070 | -0,010  | 0,005 | 0,013        | 0,050 | -0,003  | 0,006 |
| 50-54   | -0,009       | 0,073 | -0,014  | 0,008 | -0,032       | 0,106 | -0,013  | 0,006 | 0,018        | 0,075 | -0,004  | 0,007 |
| >55 ans   | -0,036       | 0,102 | -0,030  | 0,012 | -0,036       | 0,144 | -0,012  | 0,009 | 0,020        | 0,101 | -0,005  | 0,010 |
| Qualifiés   |              |       |         |       |              |       |         |       |              |       |         |       |
| <25 ans   | -0,077       | 0,050 | -0,068  | 0,009 | -0,083       | 0,041 | -0,044  | 0,007 | -0,062       | 0,036 | -0,039  | 0,011 |
| 25-29   | -0,039       | 0,027 | -0,034  | 0,007 | -0,038       | 0,023 | -0,023  | 0,005 | -0,025       | 0,019 | -0,013  | 0,008 |
| 30-34   | -0,014       | 0,012 | -0,012  | 0,004 | -0,012       | 0,010 | -0,009  | 0,003 | -0,006       | 0,008 | -0,002  | 0,005 |
| 35-39   | 0,000        | 0,000 | 0,000   | 0,000 | 0,000        | 0,000 | 0,000   | 0,000 | 0,000        | 0,000 | 0,000   | 0,000 |
| 40-44   | 0,003        | 0,011 | 0,003   | 0,004 | 0,001        | 0,010 | 0,004   | 0,003 | -0,002       | 0,008 | -0,002  | 0,005 |
| 45-49   | -0,004       | 0,025 | -0,001  | 0,007 | -0,005       | 0,022 | 0,005   | 0,006 | -0,008       | 0,018 | -0,005  | 0,009 |
| 50-54   | -0,021       | 0,043 | -0,011  | 0,011 | -0,014       | 0,038 | 0,003   | 0,008 | -0,014       | 0,034 | -0,002  | 0,013 |
| >55 ans   | -0,045       | 0,069 | -0,025  | 0,019 | -0,022       | 0,061 | -0,002  | 0,013 | -0,016       | 0,059 | 0,010   | 0,023 |
| Très qualifiés  |              |       |         |       |              |       |         |       |              |       |         |       |
| <25 ans   | -0,171       | 0,050 | -0,080  | 0,010 | -0,254       | 0,045 | -0,123  | 0,009 | -0,187       | 0,043 | -0,108  | 0,013 |
| 25-29   | -0,100       | 0,031 | -0,042  | 0,005 | -0,138       | 0,026 | -0,064  | 0,005 | -0,092       | 0,026 | -0,050  | 0,007 |
| 30-34   | -0,043       | 0,015 | -0,017  | 0,003 | -0,055       | 0,012 | -0,025  | 0,002 | -0,032       | 0,012 | -0,016  | 0,004 |
| 35-39   | 0,000        | 0,000 | 0,000   | 0,000 | 0,000        | 0,000 | 0,000   | 0,000 | 0,000        | 0,000 | 0,000   | 0,000 |
| 40-44   | 0,029        | 0,015 | 0,014   | 0,003 | 0,032        | 0,012 | 0,016   | 0,003 | 0,010        | 0,012 | 0,007   | 0,004 |
| 45-49   | 0,045        | 0,031 | 0,027   | 0,005 | 0,044        | 0,026 | 0,028   | 0,005 | 0,004        | 0,025 | 0,011   | 0,007 |
| 50-54   | 0,046        | 0,050 | 0,046   | 0,007 | 0,042        | 0,045 | 0,043   | 0,007 | -0,011       | 0,040 | 0,021   | 0,010 |
| >55 ans   | 0,035        | 0,075 | 0,074   | 0,010 | 0,030        | 0,071 | 0,067   | 0,010 | -0,029       | 0,062 | 0,043   | 0,014 |

Valeurs calculées à partir des estimations des coefficients pour le travail, l'âge moyen, l'âge au carré moyen et l'âge au cube moyen pour chacune des catégories de qualification (voir encadré). Ces estimations sont présentées dans le tableau C.  
Champ de l'étude restreint aux entreprises pour lesquelles les trois catégories de qualification sont représentées.