

La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation

Patrick Aubert et Bruno Crépon*

En moyenne, les salaires croissent avec l'âge. Une question naturelle est de savoir si les salaires plus élevés des travailleurs âgés correspondent, ou non, à une productivité plus élevée. La réponse à cette question n'est pas sans conséquence sur l'employabilité de ces travailleurs âgés.

Estimée comme la « contribution » des différentes classes d'âge à la productivité des entreprises, la productivité des salariés croît avec l'âge jusqu'à 40 ans, avant de se stabiliser. Le profil de la productivité suit d'assez près celui des rémunérations. En particulier, il n'apparaît pas d'écart marquant entre salaire et productivité, si ce n'est aux âges les plus élevés (plus de 55 ans).

Ces résultats restent néanmoins assez peu précis, car il est difficile d'extraire des relations causales de l'âge des salariés sur la productivité des entreprises à partir des simples corrélations entre production et structure de la main-d'œuvre. En particulier, les salariés âgés sont plus nombreux dans les entreprises anciennes et peu efficaces, et représentent une partie de la main-d'œuvre qui s'ajuste moins rapidement aux chocs de productivité. Il en résulte un biais dans l'estimation de la productivité, dont la correction ne peut se faire qu'au prix de résultats moins précis. En outre, les résultats ne concernent que les salariés en emploi, et non l'ensemble des individus.

* Patrick Aubert appartient à la division Marchés et stratégies d'entreprise du département des Études économiques d'ensemble de l'Insee et Bruno Crépon au Crest.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

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 (1), contre 16 % en 1995 (cf. graphique I).

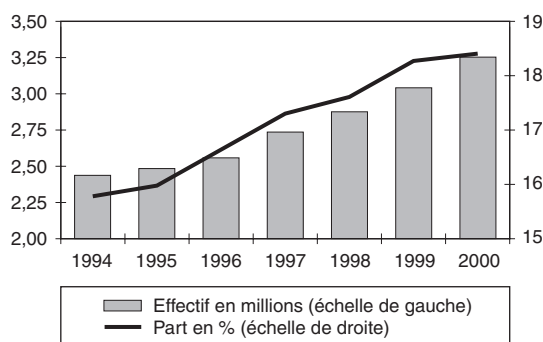
Dans ce contexte général de vieillissement de la population, la question de l'évolution de la productivité et des salaires avec l'âge devient primordiale. En 2000, si on regarde le « poids » de chacune des classes d'âge dans le total des heures travaillées et dans la masse salariale totale, les 50-54 ans et les 55 ans et plus représentent, en moyenne et respectivement, 12,1 % et 6,8 % du total des heures travaillées, mais 14,7 % et 9 % de la masse salariale totale (cf. graphique II). On retrouve là la conséquence de

l'observation classique de croissance, en moyenne, du salaire avec l'âge. Cette croissance peut refléter le rendement de l'expérience, dans la mesure où celle-ci se traduit par une plus grande productivité, qui est elle-même 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 à la baisse, 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 peuvent se traduire, 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 en 2001, visant à atteindre un taux d'emploi de 50 % pour les travailleurs âgés d'ici à 2010. Or, la réa-

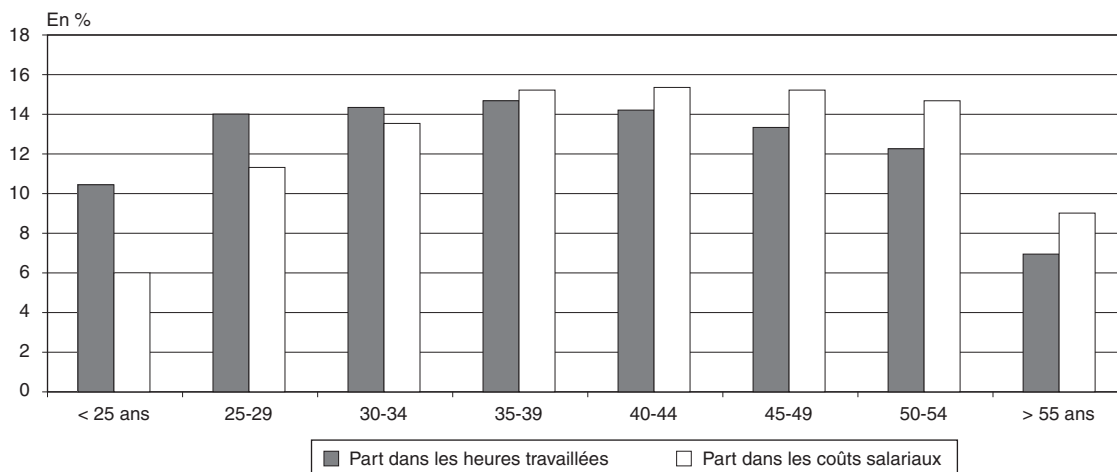
Graphique I
Effectifs et part des salariés âgés dans la main-d'œuvre du secteur privé



Lecture : les salariés « âgés » désignent les 50 ans et plus.
Source : DADS 1994 à 2000.

1. C'est-à-dire en pondérant chaque salarié par son nombre de jours travaillés au cours de l'année.

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



Source : DADS 2000.

lisation 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 s'avérer difficilement réalisable.

Salaire et productivité évoluent avec l'âge

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 (2). 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 dans les postes très qualifiés (cf. graphique III).

Un lien ambigu dans la théorie économique

Plusieurs mécanismes peuvent expliquer la croissance de la productivité avec l'âge. Cette croissance pourrait résulter de l'accumulation, avec l'âge, de savoir-faire et de connaissances (Mincer, 1974). Elle pourrait également traduire la révélation d'information sur le salarié au cours du temps, permettant de l'affecter à des

activités où il est le plus efficace (Jovanovic, 1979 ; Mac Donald, 1982).

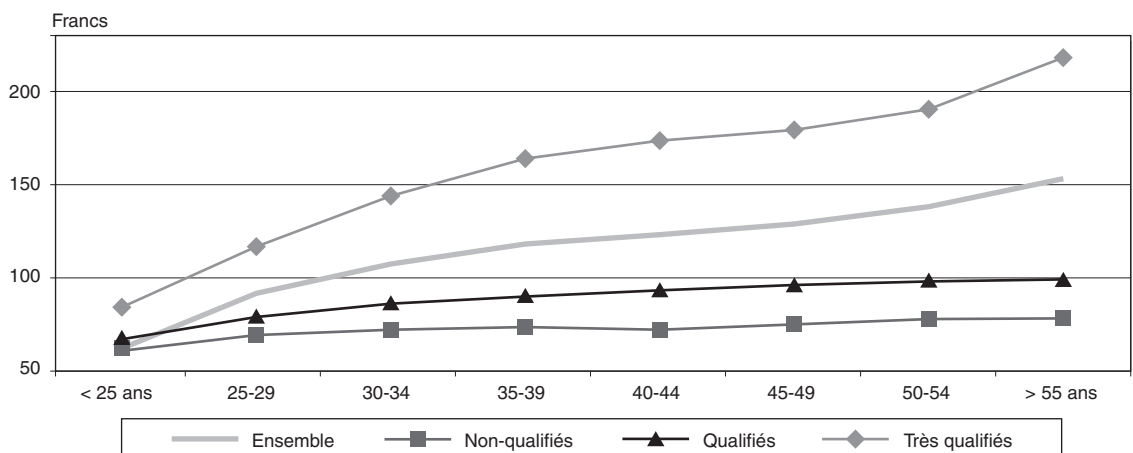
L'hypothèse de concurrence parfaite sur le marché du travail est néanmoins difficile à justifier en pratique. Du fait de problèmes d'incitations et d'asymétries d'information, ou bien à cause de facteurs institutionnels, la productivité et le salaire pourraient évoluer de manière différente selon l'âge du salarié. Certains modèles théoriques prévoient ainsi l'existence d'une différence entre productivité marginale et salaire. Lazear (1979) propose, par exemple, un modèle de contrats implicites à « paiement différé », dans lequel les salariés perçoivent un salaire inférieur à leur productivité marginale en début de carrière et supérieur en fin de carrière (3).

Par ailleurs, si le marché du travail fonctionne de manière imparfaite, le salaire et la productivité marginale d'un travailleur peuvent être différents parce que l'équilibre concurrentiel n'est pas réalisé. Par exemple, certains ajustements

2. 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. À l'équilibre, les salariés seraient bien tous payés à leur productivité marginale.

3. Ce mécanisme aurait pour but d'inciter les salariés à fournir un effort élevé : dans la mesure où le ratio de leur salaire sur leur productivité est d'autant plus favorable que leur ancienneté est grande, ces salariés sont incités à fournir un effort élevé afin de rester présents le plus longtemps possible dans l'entreprise. L'ancienneté étant généralement corrélée à l'âge, un tel modèle implique donc une productivité croissant moins vite selon l'âge que le salaire. Il permettrait d'expliquer, en particulier, un décrochage entre salaire et productivité pour les salariés âgés.

Graphique III
Profil des coûts salariaux moyens selon l'âge



Lecture : coûts salariaux horaires moyens, en Francs par heure.
Source : Aubert (2003), calculé à partir des DADS 2000.

de salaires peuvent être rendus impossibles du fait d'un mode de paiement selon une grille salariale. De même, les ajustements de la main-d'œuvre (embauches et licenciements) peuvent prendre un certain temps avant d'être réalisés. À un moment donné, il peut donc y avoir des écarts entre salaire et productivité. Ces écarts sont néanmoins *a priori* transitoires, contrairement au cas du modèle proposé par Lazear.

La théorie économique propose donc plusieurs prédictions incompatibles entre elles sur les évolutions respectives du salaire et de la productivité selon l'âge. Cela signifie, en particulier, que le profil croissant du salaire moyen avec l'âge ne suffit pas pour conclure que la productivité croît tout au long de la vie. Plusieurs facteurs pourraient, au contraire, induire son fléchissement ou sa diminution pour certains salariés âgés. Une première cause pourrait en être le déclin avec l'âge de certaines capacités physiologiques ou psychiques. L'état de santé des salariés, leurs capacités physiques, leur rapidité d'action et de décision, leur aptitude à apprendre et à changer de travail sont en effet des éléments dont dépend l'efficacité des systèmes de production et pour lesquels le vieillissement est *a priori* considéré comme un facteur de fragilité (Jolivet, Molinié et Volkoff, 2000). Un second facteur qui expliquerait une productivité plus faible des salariés âgés est lié à l'obsolescence des qualifications. Lorsqu'il existe des changements technologiques importants, les compétences des salariés âgés, plus anciennes, peuvent devenir obsolètes, au sens où elles seraient moins adaptées aux besoins des entreprises. Il y aurait donc une baisse de la productivité des salariés âgés, non par parce que leurs compétences diminueraient, mais parce qu'elles perdraient leur « valeur » aux yeux des employeurs.

L'intérêt d'estimer séparément la productivité et le salaire

Des estimations séparées de la productivité et du salaire présentent donc un intérêt à plusieurs titres. Elles permettent d'une part de confronter deux points de vue théoriques contradictoires, justifiant que l'évolution du salaire puisse ou non être différente de celle de la productivité. Elles permettent d'autre part d'éclairer un déterminant important de la demande de travail.

Bien évidemment, l'estimation des salaires et de la productivité en fin de carrière ne permet pas d'expliquer entièrement la demande de travail pour les salariés âgés. Mettre en lumière s'il y a

ou non un écart entre productivité et coût salarial pour ces salariés n'explique pas le mécanisme qui a conduit à cet écart. S'il traduit un état transitoire, dû à un ajustement non immédiat de la main-d'œuvre, il y aura effectivement un problème de demande de travail. Si, au contraire, cet écart entre salaire et productivité s'explique par l'existence d'une relation d'emploi particulière, suivant par exemple un mécanisme de paiement différé, il n'entraînera pas nécessairement une plus faible demande de travail pour les salariés âgés.

Cependant, même dans ce dernier cas, une productivité diminuant en fin de carrière, alors que leur coût salarial continue d'augmenter, pourrait fragiliser la situation des salariés âgés dans l'emploi : elle rendrait en effet leur emploi vulnérable à un choc extérieur changeant les conditions d'équilibre sur le marché du travail, et par conséquent la nature de la relation d'emploi. L'évolution de ratio du coût salarial sur la productivité est donc d'une grande importance dans la réflexion sur la remontée des taux d'emploi des salariés âgés.

De la productivité individuelle...

Avant de chercher à estimer un profil de « productivité », il convient de bien préciser cette notion. Contrairement au salaire, la productivité est en effet une notion théorique qui ne possède pas de mesure physique immédiate.

Dans la littérature économique, peu d'études s'intéressent au problème de l'estimation d'un niveau de productivité individuelle, malgré l'importance de cette grandeur dans les divers modèles cherchant à expliquer le fonctionnement du marché du travail (cf. encadré 1). Cette rareté s'explique facilement par l'absence de mesure simple et pertinente, voire même de définition, de la « productivité » à un niveau individuel.

Une première approche consiste à chercher des « mesures » de la productivité au niveau individuel. Certaines études ont ainsi utilisé des notations attribuées par des supérieurs ou bien les résultats de tests psychométriques, visant à mesurer les capacités cognitives des individus. Cette approche est néanmoins insatisfaisante à plusieurs titres. En premier lieu, elle pose un problème 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

PRODUCTIVITÉ ET ÂGE : UN LIEN COMPLEXE

Une caractéristique frappante des études sur l'activité des plus âgés est la dissymétrie qui existe entre le nombre de celles 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 celles 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.

De la mesure de la productivité individuelle...

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 les études, 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 la « contribution » d'un groupe de salariés à la valeur ajoutée de l'entreprise

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 salariés 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-employés 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). À 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 travailleurs. De leurs estimations, effectuées 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 des tests de robustesse à travers le temps, le secteur d'activité et les hypothèses retenues.

Des estimations fortement biaisées

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 et 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 et Perez-Duarte puisque les données utilisées sont exhaustives.

Un second problème vient de la difficulté d'estimation des fonctions de production. 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 (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 ?

mesure non négligeables. 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.

En second lieu, ces « mesures » ne sont que des représentations très imparfaites de la productivité. Elles la réduisent, en fait, à un ensemble de capacités physiologiques et psychologiques individuelles. Cela revient à négliger deux aspects essentiels de l'efficience au travail. D'une part, cette approche ne prend pas en compte le fait que, face au déclin de certaines de leurs capacités physiques, les travailleurs vieillissants peuvent mettre en place des « stratégies » visant à compenser ces difficultés liées à l'âge. Les conséquences du vieillissement sur la performance au travail sont donc bien souvent en deçà des effets négatifs des changements fonctionnels subis. La « mesure » des capacités physiologiques ou psychiques réduit d'autre part l'analyse de la productivité à un niveau individuel. Elle ignore donc totalement les éléments d'efficacité au niveau du collectif de travail (Jolivet, Molinié et Volkoff, 2000) (4).

... à la productivité moyenne d'un groupe de salariés

Ces deux aspects de l'adaptation aux contraintes physiques liées à l'âge et du collectif de travail sont des dimensions pour lesquelles l'expérience du salarié représente un facteur positif. La mesure de la productivité par les seules capacités fonctionnelles tendra donc à sous-estimer la productivité véritable des salariés les plus âgés. Dans cette étude, on adopte en conséquence une approche alternative, plus récente dans la littérature économique et développée initialement dans le cadre américain par Hellerstein, Neumark et Troske (1999). Il ne s'agit plus de chercher à estimer la productivité à un niveau individuel, mais plutôt d'évaluer la productivité moyenne de groupes de salariés, définis par leur classe d'âge, via leur « contribution » à la productivité de leur entreprise.

Cette démarche se fonde sur l'idée que la productivité propre des salariés de ces groupes aura un impact, à un niveau plus général, sur la productivité globale de l'entreprise. On relie ainsi 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.

Cette approche de la productivité des groupes de salariés via le lien entre leur poids dans la main-d'œuvre et la production des entreprises a déjà été exploitée sur des données françaises par Crépon, Deniau et Perez-Duarte (2003). Cette étude antérieure souffre néanmoins de deux limites. Elle ne distingue, d'une part, que quatre classes d'âge, ce qui ne donne qu'une vision grossière de l'évolution des salaires et de la productivité selon l'âge. Elle ne règle pas, d'autre part, les problèmes inhérents à l'estimation de la productivité par des « fonctions de production » (cf. encadré 1). La corrélation entre productivité de l'entreprise et structure de sa main-d'œuvre ne traduit pas, en effet, uniquement la contribution productive de chacune des catégories de salariés. Certains déterminants inobservés de la productivité des entreprises sont fortement corrélés avec sa structure par âge. Les entreprises subissent des chocs qui peuvent, par ailleurs, modifier simultanément leur productivité et la structure par âge de leurs effectifs. Ces facteurs sont la source de biais, au sens où ils impliquent une différence entre la contribution des catégories d'âge à la productivité de l'entreprise et la corrélation de leur poids dans la main-d'œuvre avec cette productivité. Prendre en compte ces biais et les corriger permet de mesurer uniquement l'effet de « contribution à la production », traduisant la productivité des différentes classes d'âge.

4. On peut se reporter à cette publication de Jolivet, Molinié et Volkoff (2000) pour une synthèse d'études ergonomiques sur l'évolution des capacités physiologiques et psychiques avec l'âge et les comportements d'adaptation des travailleurs vieillissant vis-à-vis de ces évolutions. Cette synthèse souligne trois grandes conclusions. En premier lieu, il n'y a pas un processus uniforme de déclin avec l'âge ni un palier à partir duquel on observerait une dégradation brutale des capacités fonctionnelles. Il existe, au contraire, une forte variabilité inter-individuelle, qui s'accroît aux âges élevés. En second lieu, les évolutions des capacités fonctionnelles en fin de carrière sont fortement liées aux conditions de travail dans l'ensemble de la carrière. La moindre performance éventuelle d'un salarié âgé ne résulte pas seulement des exigences de son emploi actuel, mais peut également traduire les effets retardés de la pénibilité de ses emplois en début ou milieu de carrière. Enfin, les travailleurs vieillissants mettent en place des « stratégies », fruits de leur expérience professionnelle, pour compenser le déclin éventuel de leurs capacités physiologiques et rester performant à leur poste de travail. Les indicateurs traditionnels « d'efficience » ne recouvrent donc pas toutes les facettes de la performance des salariés.

Un rajeunissement de la main-d'œuvre suit souvent des gains de productivité

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 leurs différences d'âge et leur politique d'emploi, ainsi que les variations conjoncturelles distinctes auxquelles elles sont et ont été confrontées selon leur activité ou leur localisation.

La productivité d'une entreprise découle aussi de son histoire

Les corrélations entre productivité apparente d'une entreprise et la 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 observe à la fois une productivité faible et une main-d'œuvre plutôt âgée, mais cela traduit 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 employée. 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 qui sera davantage un résultat, plutôt qu'une cause, de la baisse de sa productivité (5).

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 par âge de sa main-d'œuvre, la principale difficulté consiste donc à distinguer ce qui est dû, d'une part, aux productivités individuelles des différentes classes d'âge et ce qui provient, d'autre part, du fait que certaines classes d'âge sont, en moyenne, plus souvent employées que d'autres dans des types d'entreprises ou des secteurs moins productifs. Ce dernier point est un facteur important d'hétérogénéité entre classes d'âge. En particulier, il se traduit, au niveau macroéconomique, par une répartition des salariés âgés 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 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 surreprésentés dans les secteurs industriels et certains secteurs comme la finance, les activités immobilières, la santé, et sous-représentés dans la plupart des secteurs de services.

Les salariés âgés sont plus nombreux dans les entreprises les plus grandes et les plus capitalistiques...

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 (cf. graphique IV). 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 de la plus grande mobilité de la main-d'œuvre jeune qui représente une grande partie des embauches des entreprises récentes. Au contraire, c'est mécaniquement dans les entreprises les plus anciennes que l'on retrouve la majorité des salariés âgés à l'ancienneté élevée.

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 (6) (cf. graphiques V et VI). 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

5. 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.

6. En revanche, le capital est souvent plus ancien, et donc moins productif, dans les entreprises plus anciennes, où les salariés âgés sont nombreux. Cette corrélation aura donc un effet négatif, toutes choses égales par ailleurs, sur la productivité estimée des salariés âgés, puisque ces derniers sont plus souvent confrontés à un capital moins productif.

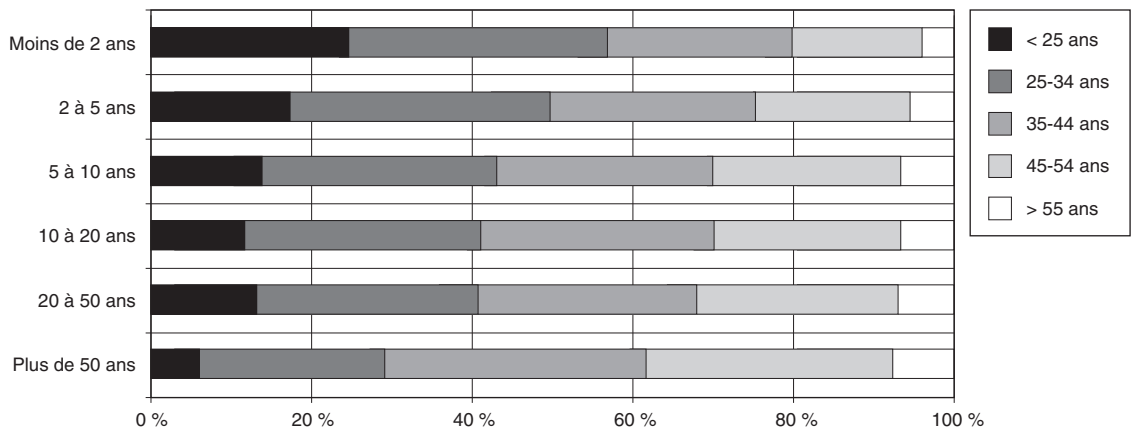
dans les entreprises ayant la plus forte productivité apparente du travail (cf. graphique VII). Le lien entre part de salariés âgés et taille est encore plus marqué au niveau de l'établissement qu'au niveau entreprise. À titre d'exemple, on trouve, en moyenne, 16 % de salariés de plus de 50 ans dans les établissements de 5 à 100 postes, contre plus de 25 % dans les établissements de plus de 1 000 postes (Aubert, 2004).

... mais 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 la méthode d'estimation de la productivité utilisée dans cette étude, il y aurait donc un risque de biais positif sur la productivité estimée de ces salariés âgés.

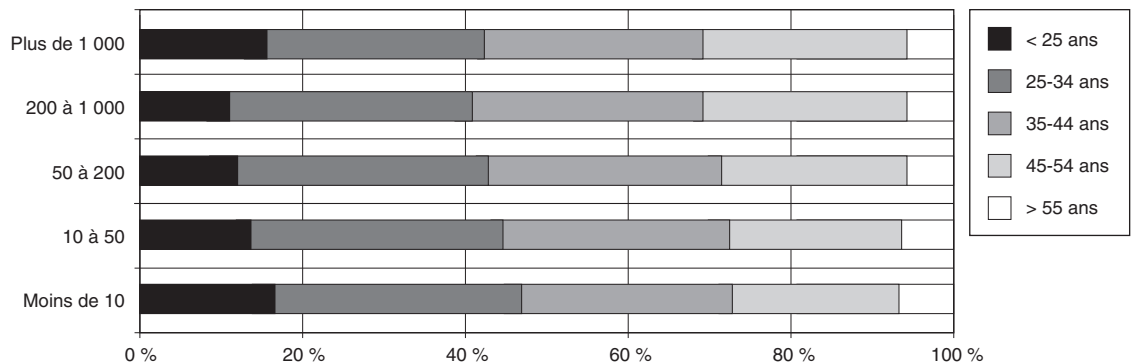
En revanche, en évolution, les entreprises en expansion ont une main-d'œuvre plus jeune en moyenne que les autres. On peut, par exemple, se référer à l'évolution de l'emploi sur cinq ans, de 1995 à 2000, pour distinguer les entreprises en expansion des entreprises subissant des chocs négatifs. Parmi les entreprises ayant connu une hausse de l'emploi supérieure à 35 %, c'est-à-dire les 25 % d'entreprises ayant eu la plus forte hausse de l'emploi sur l'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 celles qui allaient connaître la plus forte diminution des effectifs (cf. graphique VIII).

Graphique IV
Pyramide des âges et âge de l'entreprise



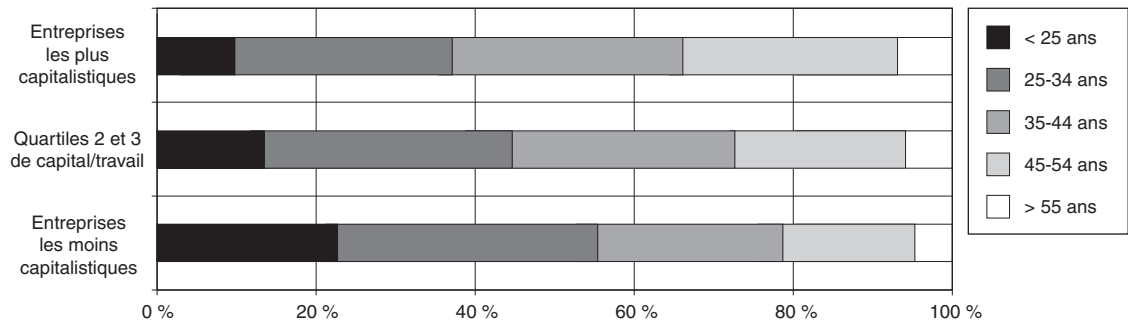
Lecture : dans les entreprises de moins de 2 ans en 2000, les salariés de moins de 25 ans représentent en moyenne 24,6 % des effectifs exprimés en équivalent année-travail (c'est-à-dire pondérés par le nombre de jours de présence dans l'entreprise). Dans les entreprises de plus de 50 ans en 2000, ces salariés de moins de 25 ans ne représentent que 6,2 % en moyenne des effectifs année-travail, etc. Champ : entreprises de plus de 5 salariés, DADS hors « Administration », 2000.

Graphique V
Pyramide des âges et taille de l'entreprise



Champ et source : entreprises de plus de 5 salariés, DADS hors « Administration », 2000.

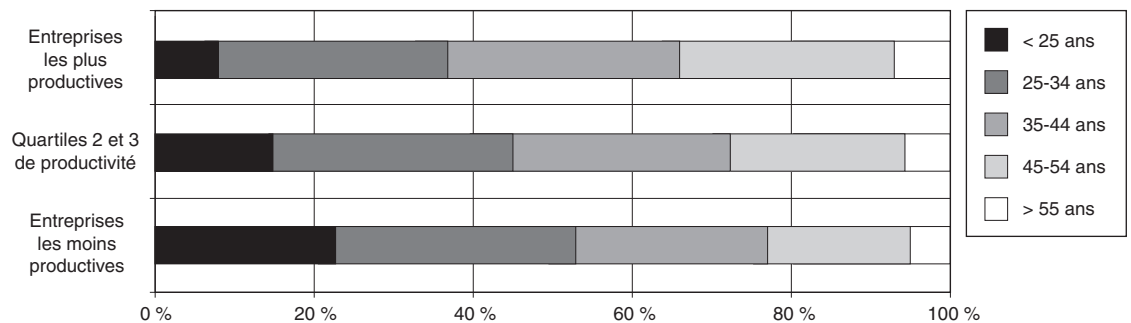
Graphique VI
Pyramide des âges et intensité capitalistique



Lecture : l'intensité capitalistique désigne le quotient du stock de capital d'une entreprise sur son effectif. Les « entreprises les plus capitalistiques » désignent les 25 % d'entreprises pour lesquelles ce quotient est le plus élevé, les « entreprises les moins capitalistiques » sont les 25 % d'entreprises pour lesquelles il est le plus faible, et les « quartiles 2 et 3 » désignent les 50 % d'entreprises entre ces deux extrêmes.

Champ et source : entreprises de plus de 5 salariés, DADS hors « Administration », 2000.

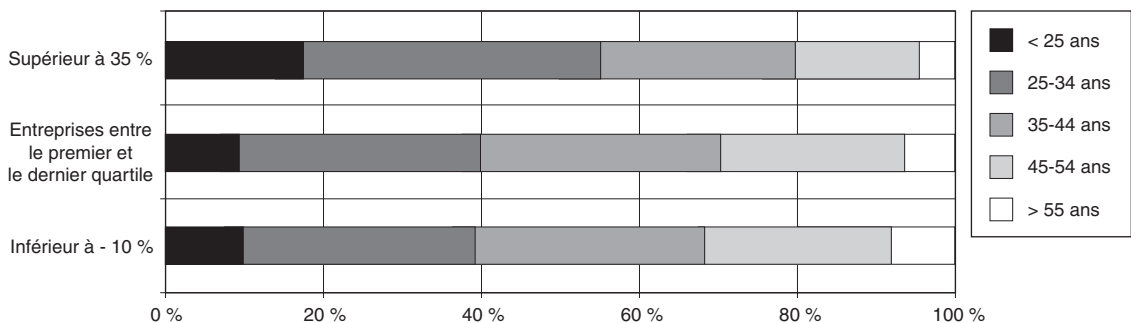
Graphique VII
Pyramide des âges et productivité apparente du travail



Lecture : la productivité désigne le quotient de la valeur ajoutée sur l'effectif. Les « entreprises les plus productives » désignent les 25 % d'entreprises pour lesquelles ce quotient est le plus élevé, les « entreprises les moins productives » sont les 25 % d'entreprises pour lesquelles il est le plus faible, et les « quartiles 2 et 3 » désignent les 50 % d'entreprises entre ces deux extrêmes.

Champ et source : entreprises de plus de 5 salariés, champ commun DADS-BRN hors « Administration », 2000.

Graphique VIII
Pyramide des âges en 1995 et croissance de l'emploi entre 1995 et 2000



Lecture : 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 %.

Champ et 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 surreprésentation 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.

Les salariés jeunes 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 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 avec une part plus faible de salariés plus âgés. Cette corrélation illustre le fait que les augmentations

et diminutions d'effectif se font plus souvent, en moyenne, par des embauches et des licenciements de salariés jeunes.

Cette différence selon l'âge s'explique, en partie, par les différences de contrats. Ce sont en effet massivement les jeunes qui sont concernés par les contrats de court terme, tels que les CDD, par lesquels les entreprises ajustent leur main-d'œuvre. Les coûts d'ajustement, et notamment ceux liés aux licenciements, sont par ailleurs croissants avec l'ancienneté. Du fait de la corrélation entre ancienneté et âge, les coûts de licenciement sont souvent moins élevés pour un salarié jeune que pour un salarié âgé. Pour les entreprises, un ajustement à la baisse de la main-d'œuvre est donc moins coûteux lorsqu'il se porte sur des salariés jeunes que lorsqu'il se porte sur des salariés plus âgés.

Estimation des profils de productivité par âge

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

Tableau 1
Corrélations entre niveau de l'emploi et poids des classes d'âge, en écart à leur niveau habituel

Classe d'âge	Industrie	Commerce	Services
Moins de 25 ans	0,122 (<i>< 0,0001</i>)	0,119 (<i>< 0,0001</i>)	0,065 (<i>< 0,0001</i>)
25-29 ans	0,048 (<i>< 0,0001</i>)	0,038 (<i>< 0,0001</i>)	0,018 (<i>< 0,0001</i>)
30-34 ans	0,000 (0,886)	- 0,012 (<i>< 0,0001</i>)	- 0,021 (<i>< 0,0001</i>)
40-44 ans	- 0,046 (<i>< 0,0001</i>)	- 0,036 (<i>< 0,0001</i>)	- 0,028 (<i>< 0,0001</i>)
45-49 ans	- 0,047 (<i>< 0,0001</i>)	- 0,040 (<i>< 0,0001</i>)	- 0,028 (<i>< 0,0001</i>)
50-54 ans	- 0,041 (<i>< 0,0001</i>)	- 0,024 (<i>< 0,0001</i>)	0,006 (0,017)
55-59 ans	- 0,007 (0,002)	- 0,004 (0,058)	- 0,009 (0,001)
60 ans et plus	0,019 (<i>< 0,0001</i>)	0,024 (<i>< 0,0001</i>)	0,005 (0,0453)

Lecture : la valeur indiquée est le coefficient de corrélation de Pearson entre la part de la catégorie d'âge considérée et le niveau de l'emploi, ces deux grandeurs étant mesurées en écart à leur niveau moyen sur la période 1995-2000. La deuxième ligne (nombre entre parenthèses) 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, 0,122 (*< 0,0001*) dans la première case du tableau signifie que la part de moins de 25 ans dans la main-d'œuvre de l'industrie est positivement et 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 (cf. annexe 1).

23 348 entreprises dans l'industrie, 27 952 dans le commerce, 17 788 dans les services.

comme « produit » de l'entreprise, et est expliqué à partir du travail, du capital, ainsi que des parts des catégories d'âge dans la main-d'œuvre, considérés comme des facteurs de production (cf. annexe 2). Le travail est mesuré en heures. Il s'agit donc de productivités horaires, à la fois pour la productivité du travail en général et pour les productivités marginales relatives de chacune des classes d'âge.

Les remarques précédentes mettent en évidence un certain nombre de biais susceptibles d'affecter l'estimation de la productivité 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 refléter la relation « technique » via la productivité propre de ces catégories d'âge aussi bien que d'autres phénomènes liés, par exemple, à l'histoire de l'entreprise.

Des estimations dans les dimensions inter- et intra-entreprise

Les graphiques IX 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 en partie s'expliquer par le fait qu'ils sont plus nombreux dans des entreprises

plus grandes et plus capitalistiques, et donc plus productives, plutôt que par le fait qu'ils 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* (7) dû au fait que les entreprises sont capables d'anticiper et de réagir à 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. On aura tendance, notamment, 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 pourrait en effet 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.

En particulier, on a vu que l'effectif des salariés jeunes s'ajustait 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

7. *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 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.*

l'emploi correspondent à une réponse des entreprises à des chocs de demande, on observera donc une part des salariés jeunes 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 par 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

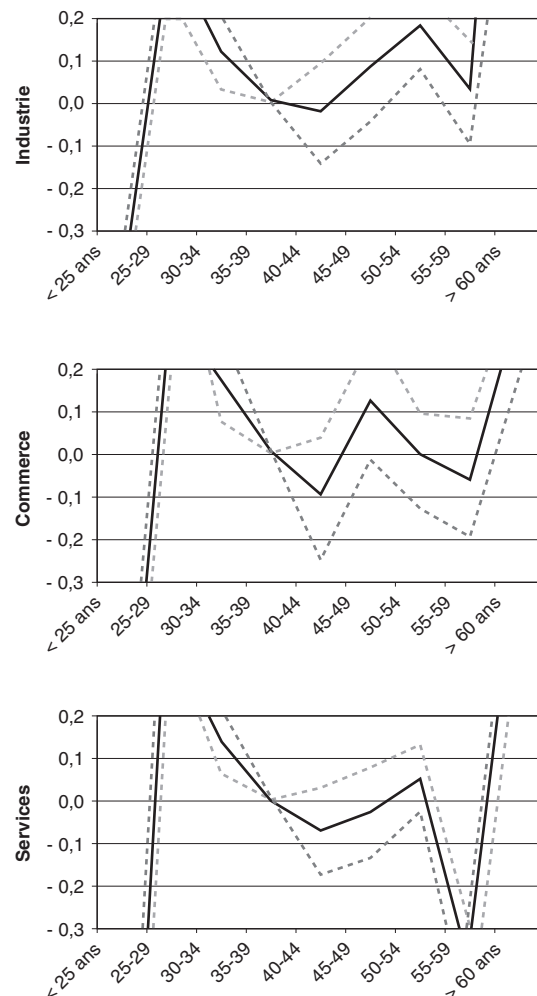
à partir de la dimension intra-entreprise se traduira donc par un biais positif sur la productivité estimée des classes d'âge jeunes, et un biais négatif sur la productivité estimée des classes d'âge plus âgées.

Corriger du biais de simultanéité

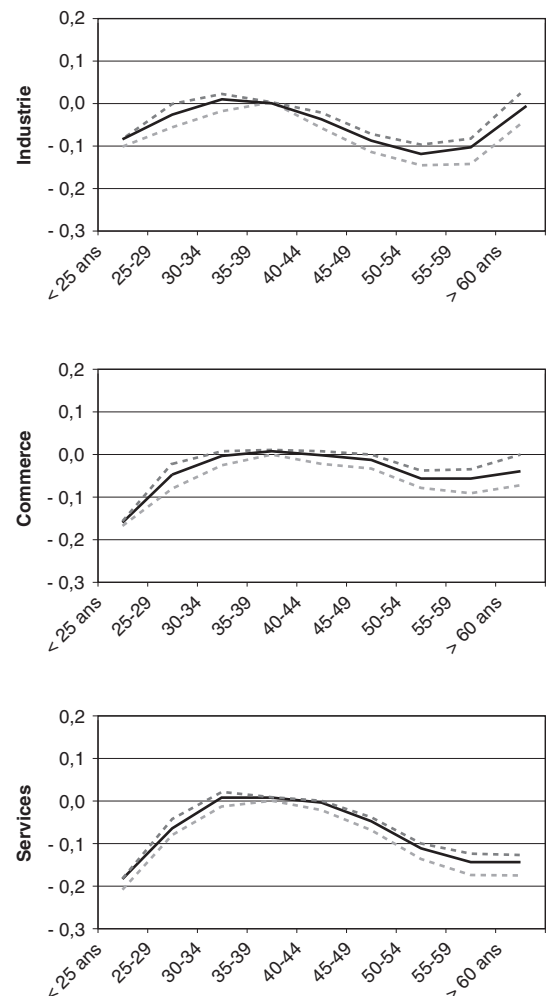
Les estimations précédentes illustrent la difficulté d'estimer une « contribution » de la part d'une catégorie d'âge dans l'emploi d'une entreprise qui traduise véritablement sa productivité propre. L'estimation à partir des niveaux moyens des facteurs de production souffre d'un

Graphique IX
Contribution des classes d'âge à la productivité des entreprises

A - Dimension « inter-entreprise »



B - Dimension « intra-entreprise »



Lecture : les profils de productivité (traits pleins) 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 4. 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 pointillés représentent les bornes inférieures et supérieures d'un intervalle de confiance à 95 % de ces coefficients.
Champ : champ de l'étude (cf. annexe 1).
Source : appariement DADS et BRN, 1994 à 2000.

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 éliminer 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 subis par l'entreprise. Afin de corriger ce biais, on estime la même fonction de production que précédemment par une méthode de « variables instrumentales » (cf. modèle en annexe 2). Cette méthode a pour but d'éliminer le biais dû à la corrélation entre les variations des facteurs de production et les chocs inobservables de productivité inclus dans les résidus de l'équation. L'idée consiste à utiliser des variables annexes, dites « instrumentales », corrélées aux variations des facteurs de production mais non aux chocs externes inobservables sur la productivité des entreprises. Les coefficients estimés ne seront alors 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 présentés dans le tableau 2. La spécification du modèle correspond à la méthodologie développée par Arellano et Bond (1991), dans laquelle les « variables instrumentales » utilisées sont les niveaux passés des facteurs de production (8). L'identification se fait donc sur l'hypothèse que ces variables passées sont indépendantes des « chocs » de productivité dans le présent, mais qu'elles restent corrélées à certaines variations des facteurs de production. Cette corrélation peut traduire le côté « stratégique » de ces variations, qui répondent en partie à la structure productive de l'entreprise dans le passé récent. Dans le cas des catégories d'âge, la corrélation est évidente du fait du vieillissement : la variation des parts des différentes catégories d'âge dans l'emploi sera, en effet, fortement corrélée au poids des salariés qui vont changer de catégorie d'âge d'une année à la suivante.

8. L'utilisation de tous les niveaux passés de toutes les variables explicatives, comme proposé dans l'étude d'Arellano et Bond (1991), conduit en fait à un nombre de conditions d'orthogonalité élevé. En pratique, on utilise donc une spécification avec moins d'instruments : on introduit uniquement la valeur passée en (t - 2) du logarithme du travail, en non l'ensemble de ses valeurs passées à toutes les périodes antérieures.

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

	Industrie		Commerce		Services	
	Param	Std	Param	Std	Param	Std
Travail	0,821	0,048	0,604	0,043	0,789	0,054
Capital	0,191	0,024	0,144	0,015	0,098	0,021
Moins de 25 ans	- 0,183	0,055	- 0,223	0,034	- 0,213	0,045
25-29 ans	- 0,140	0,043	- 0,124	0,026	- 0,136	0,038
30-34 ans	- 0,058	0,024	- 0,035	0,015	- 0,059	0,024
35-39 ans	0,000	Référence	0,000	Référence	0,000	Référence
40-44 ans	0,046	0,029	0,046	0,016	0,050	0,023
45-49 ans	0,039	0,029	0,058	0,019	0,090	0,026
50-54 ans	0,033	0,032	0,059	0,022	0,080	0,030
55-59 ans	- 0,005	0,034	0,048	0,025	0,026	0,034
60 ans et plus	0,122	0,082	0,039	0,054	0,047	0,067
Nombre d'entreprises	24 058		28 690		19 764	
Sargan (nlib)	134,0	(119)	162,8	(119)	120,8	(119)
P valeur	0,165		0,005		0,438	

Lecture : estimation jointe de la fonction de production par la méthode des moments généralisés sur chacune des années d'observation (1996 à 2000). Troisième itération (matrice optimale).

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

Contrôles : secteur (NES 36) * année, taille (3 catégories) * âge de l'entreprise (5 catégories), évolution du ratio du travail des stagiaires et de celui des intérimaires sur le travail des salariés de l'entreprise (cf. annexe 1).

Instruments : niveaux passés du logarithme du travail en (t - 2), ainsi que du logarithme du capital et des parts des classes d'âge dans les heures travaillées, de (t - 2) à (t - 5).

Champ : champ de l'étude (cf. annexe 1).

Source : appariement DADS et BRN, 1994 à 2000.

L'utilisation de ces variables instrumentales consiste donc à ne garder dans les variations de l'emploi, du capital et des parts des âges que ce qui est dû au vieillissement des salariés ou à la structure productive passée de l'entreprise, mais pas ce qui est dû à des ajustements face à des chocs externes présents.

Des résultats proches d'un secteur à l'autre

Les profils estimés pour la productivité selon l'âge sont assez similaires d'un secteur à l'autre (cf. tableau 2 et graphique X). 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, seuls les plus jeunes (moins de 35 ans) sont significativement moins productifs que cette classe d'âge de référence. Dans le commerce, les quatre classes d'âge de 40 à 60 ans sont significativement plus productives que les 35-39 ans, et dans les services, seuls les 45-54 ans ont une productivité marginale estimée significativement supérieure à celle des 35-39 ans. Dans les trois secteurs, le coefficient estimé pour les 55-59 ans est plus faible que celui des 50-54 ans, ce qui laisserait supposer une diminution de la productivité après 55 ans. Cependant, la différence n'est pas statistiquement significative, si bien qu'il est difficile de conclure à une telle diminution.

Enfin, les plus de 60 ans sont nettement plus productifs que les autres classes d'âge dans l'industrie, ce qui traduit certainement un effet de sélection. Ces salariés de plus de 60 ans de l'industrie sont en effet très peu nombreux et employés dans des postes très qualifiés.

Coût salarial et productivité suivent des profils similaires

On peut estimer un profil de coût salarial relatif selon l'âge à partir d'une équation de salaire, de manière identique à ce qui est fait précédemment (cf. annexe 3). Comme dans le cas de la productivité, on contraint le profil de coût salarial 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 coût salarial estimées sous cette hypothèse sont présentés dans le tableau 3 pour l'industrie, le commerce et 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 coût salarial moyen avec l'âge.

Les graphiques X superposent, pour chacun des secteurs (9), les profils estimés pour la productivité et le coût salarial des travailleurs de moins de 60 ans (10). Dans les trois cas, les profils sont globalement similaires, du moins jusque 55 ans.

Tableau 3
Estimation des équations de coût salarial

	Industrie		Commerce		Services	
	Param	Std	Param	Std	Param	Std
Moins de 25 ans	- 0,240	0,027	- 0,275	0,020	- 0,282	0,028
25-29 ans	- 0,149	0,022	- 0,151	0,016	- 0,162	0,023
30-34 ans	- 0,042	0,014	- 0,059	0,010	- 0,076	0,016
35-39 ans	0,000	Référence	0,000	Référence	0,000	Référence
40-44 ans	0,079	0,041	0,056	0,028	0,051	0,035
45-49 ans	0,085	0,035	0,089	0,026	0,070	0,032
50-54 ans	0,112	0,033	0,104	0,024	0,099	0,031
55-59 ans	0,141	0,032	0,127	0,024	0,127	0,031
60 ans et plus	0,154	0,055	0,174	0,039	0,192	0,051
Nombre d'entreprises	24 058		28 690		19 764	
Sargan (nlib)	158,2	(104)	107,7	(104)	112,3	(104)
P valeur	0,000		0,382		0,273	

Lecture : 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 itération (matrice optimale).
Les variables sont mesurées en variation par rapport à l'année précédente.
Contrôles : secteur (NES 36), taille (3 catégories) * âge de l'entreprise (5 catégories), année.
Champ : champ de l'étude (cf. annexe 1).
Source : appariement DADS et BRN, 1994 à 2000.

Un « décrochage » entre productivité et coût salarial semble apparaître après 55 ans, notamment dans l'industrie et les services. Néanmoins, étant donné l'écart-type élevé dans les estimations de la productivité relative, il est impossible de conclure s'il s'agit d'une différence significative entre coût salarial et productivité, ou si cette différence n'est due qu'à l'imprécision des résultats.

*
* *

Dans ce qui précède, on a proposé une méthode pour corriger le biais dû à la circularité des effets entre productivité et part des âges dans la main-d'œuvre. Ces effets « circulaires » traduisent dans un sens la contribution des catégories

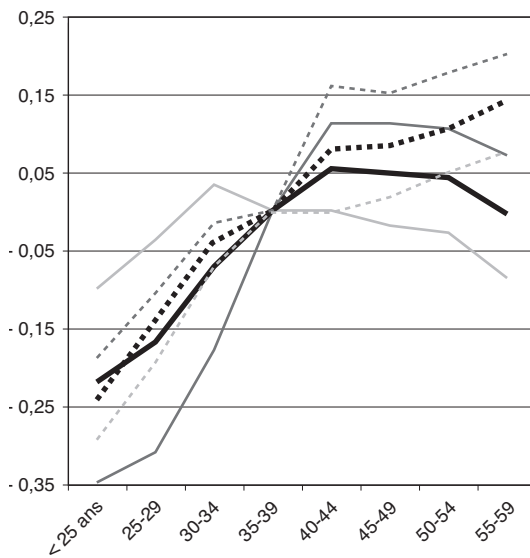
d'âge à la production des entreprises, que l'on cherche à isoler, et dans l'autre sens l'ajuste-

9. Les profils sont néanmoins à prendre avec précaution dans le cas de l'industrie et du commerce. Dans l'industrie, l'estimation de l'équation de salaire est rejetée par le test de sur-identification de Sargan. Dans le commerce, c'est l'estimation de l'équation de production qui n'est pas acceptée. En particulier, le coefficient estimé pour le travail dans cette équation (0,6) est vraisemblablement trop faible. Dans le commentaire, on retiendra donc principalement les résultats correspondant au secteur des services, pour lequel la spécification est acceptée à la fois pour l'estimation des salaires et celle de la productivité.

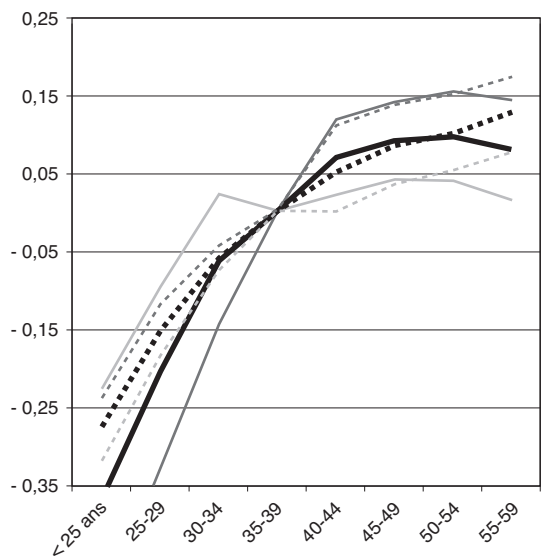
10. Du fait de l'âge légal de départ à la retraite fixé à 60 ans, les salariés de plus de 60 ans sont peu nombreux et présentent des caractéristiques très particulières. Ce sont principalement des salariés employés dans des postes très qualifiés. Ils ne sont donc pas représentatifs de la classe d'âge des plus de 60 ans et il y aurait peu de sens à les représenter sur des « profils de productivité et de coût salarial » à l'instar des autres classes d'âge. On se reportera aux tableaux 2 et 3 pour la productivité relative et le coût salarial relatif estimés des plus de 60 ans.

Graphique X
Profil de coût salarial et de productivité selon l'âge, par secteur

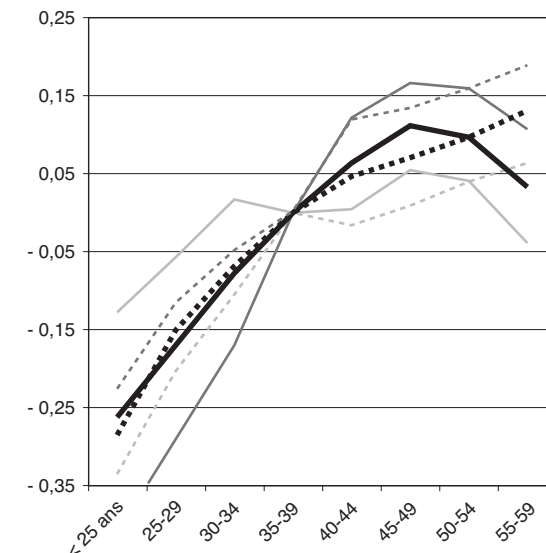
A - Industrie



B - Commerce



C - Services



Lecture : 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 coût salarial 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 (cf. tableaux 2 et 3). Les coefficients représentés correspondent

aux $\frac{\lambda_i}{\lambda_0} - 1$ dans l'équation de production (cf. annexe 2).

Champ : champ de l'étude (cf. annexe 1).

Source : appariement DADS et BRN, 1994 à 2000.

LIMITES DES RÉSULTATS : BIAIS DE SÉLECTION ET REPRÉSENTATIVITÉ

Dans cette étude, on estime la productivité selon l'âge, définie comme la contribution des classes d'âge à la production des entreprises. Cette estimation est conduite sur un panel d'entreprises pérennes de 1994 à 2000, dans les secteurs de l'industrie, du commerce et des services. Les restrictions nécessaires à l'estimation imposent, cependant, plusieurs limites à la généralisation des résultats.

Des profils de productivité estimés « moyens » et non individuels

Une première limite concerne l'interprétation des profils estimés. On estime, en effet, des profils moyens, et non des profils individuels d'évolution de la productivité avec l'âge. Une partie des différences entre classes d'âge s'explique, en particulier, par des différences de composition : la répartition par sexe, formation initiale, nature des emplois, qualification, secteur, etc. au sein de la catégorie d'âge n'est pas identique d'un âge à l'autre.

Il s'agit, par ailleurs, d'un profil de productivité d'emplois, et non d'un « niveau général de capacités », qui resterait à définir. La productivité dont on parle est donc associée au poste dans lequel le salarié est employé. Cela n'est pas néanmoins un problème en soi : le poste occupé par un salarié n'est pas indépendant de ses capacités. On peut, au contraire, considérer que l'allocation dans ce poste correspond à un choix de l'entreprise, au vu des compétences du salarié, afin de maximiser sa productivité (1).

Il s'agit enfin d'un profil *moyen* sur l'ensemble des entreprises. Cela n'empêche pas que l'évolution de la productivité avec l'âge soit différente pour certaines sous-catégories de salariés ou au sein de sous-groupes d'entreprises particuliers.

Les profils estimés ne présagent donc pas de situations individuelles : le « profil de productivité stable à partir de 40 ans » s'interprète simplement en moyenne, comme le fait que des parts plus ou moins faibles de salariés plus ou moins âgés après 40 ans n'auront aucune incidence, en moyenne, sur la productivité des entreprises.

Biais d'attrition et biais de sélection

Une seconde limite concerne la représentativité du champ de l'étude. *Stricto sensu*, les profils de coût salarial et de productivité estimés ne concernent que les salariés en emploi dans les entreprises dans ce champ. La question de la représentativité se pose donc à plusieurs niveaux. D'une part, le champ des entreprises retenues est-il représentatif de l'ensemble des entreprises du secteur privé ? D'autre part, les salariés en emploi dans le privé sont-ils représentatifs de l'ensemble des individus, actifs ou non ? Et enfin, la productivité des classes d'âge entre 1994 et 2000 est-elle représentative de celles des classes d'âge dans le futur ?

La première question correspond à l'idée d'un éventuel « biais d'attrition ». Un tel biais existe si la productivité des salariés selon l'âge n'est pas la même dans

les entreprises retenues dans l'échantillon, c'est-à-dire les entreprises pérennes de 1994 à 2000, et dans celles qui disparaissent (ou apparaissent) entre ces deux dates. Ce pourrait être le cas, par exemple, si une faible productivité *relative* des salariés âgés par rapport aux plus jeunes est un facteur qui augmente la mortalité des entreprises. Il est difficile de répondre à cette question, puisque on ne dispose d'aucune estimation du profil de productivité selon l'âge dans les entreprises qui disparaissent avant la fin de la période d'observation.

La seconde question souligne la problématique d'un biais de sélection des salariés dans l'emploi. Au sein d'une même classe d'âge, les productivités individuelles ne sont pas réparties de manière uniforme d'un individu à l'autre. Or les individus les moins productifs ont une probabilité plus grande d'être « évincés » de l'emploi, si bien que la distribution des productivités individuelles parmi les individus en emploi est tronquée par rapport à celle de l'ensemble des individus. En conséquence, s'il existe bien une éviction des salariés les moins productifs hors de l'emploi, la productivité moyenne des individus en emploi sera surestimée par rapport à celle de l'ensemble des individus. Si cette sélection est plus forte pour les plus âgés que pour les plus jeunes, la comparaison des classes d'âge sera trompeuse, puisqu'on comparera des productivités estimées avec des « biais de sélection » d'ampleurs différentes.

La possibilité d'un biais de sélection important parmi les salariés âgés se fonde sur deux observations empiriques : le taux d'emploi plus faible des quinquagénaires par rapport aux individus d'âge médian, d'une part, et l'âge moyen de cessation d'activité d'autant plus tardif que la qualification est élevée, d'autre part. Ces observations accréditent l'idée que de nombreux salariés, majoritairement pas ou peu qualifiés, seraient sortis de l'emploi avant 60 ans. Ces sorties anticipées de l'emploi correspondent principalement à des départs vers la préretraite ou le chômage avec une dispense de recherche d'emploi. L'influence du cadre législatif est donc de première importance sur un éventuel phénomène d'éviction de certains salariés âgés hors de l'emploi. Cela signifie, en particulier, que les profils de productivité relative des classes d'âge, estimés ici sur des salariés en emploi, correspondent à un contexte législatif précis. S'il existe un « biais de sélection » significatif sur ces profils estimés, un changement de législation pourrait donc modifier le profil, puisqu'il pourrait aboutir à un biais d'ampleur différente.

Il faut néanmoins remarquer que les dispositifs de sortie anticipée d'activité concernent surtout les plus de

→

1. Cela peut poser un problème s'il existe un phénomène de « déclassement », c'est-à-dire si certains salariés diplômés sont recrutés dans des postes peu qualifiés et y restent un certain temps avant d'être « reclassés » dans des postes qui correspondent à leur niveau de formation. Ce phénomène touchant principalement des jeunes en début de carrière, il peut se traduire par une productivité plus faible de ces classes d'âge.

ment de la structure des effectifs aux « chocs externes de productivité ». Cette méthode 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.

Ce résultat souligne, en particulier, que la diminution de la productivité qui apparaît après 35 ans avec un estimateur « naïf » en dimension intra-entreprise vient vraisemblablement d'un ajustement plus lent de la main-d'œuvre âgée aux chocs externes. Il serait donc erroné de l'interpréter comme une véritable décroissance de la productivité en seconde partie de vie active. Ce résultat suggère que le ratio salaire/productivité, significativement plus faible pour les plus de 50 ans, estimé dans l'étude de Crépon, Deniau et Perez-Duarte (2003) s'expliquait principalement par les biais de simultanéité (11).

Si elle permet de corriger ce biais, la méthode d'estimation utilisée se traduit néanmoins par une plus grande imprécision des résultats. Cette imprécision rend difficile la comparaison des productivités et coûts salariaux relatifs, les écarts-types étant trop élevés pour conclure à un quelconque écart significatif entre ces deux grandeurs. En particulier, il semble qu'il y ait une légère diminution de la productivité après 55 ans, alors que les coûts salariaux continuent de croître, mais ce « décrochage » entre productivité et coût salarial après 55 ans n'est pas sta-

tistiquement significatif, compte tenu de la précision des estimations.

Cette limite admise, il reste que l'on n'estime pas un écart important entre les profils de coût salarial et de productivité selon l'âge, du moins jusqu'à 55 ans (cf. encadré 2). Les résultats semblent donc rejeter l'hypothèse d'un problème général de demande de salariés « âgés » (12) qui serait dû à une évolution défavorable, en fin de carrière, du ratio moyen du salaire sur la productivité (13).

11. Les données disponibles dans cette étude n'avaient pas en effet une dimension temporelle suffisante pour traiter ce biais.

12. Plusieurs indices suggèrent en effet que ce problème d'une faible employabilité des salariés « âgés » se pose déjà avant 55 ans. Dans une analyse descriptive de la situation des quinquagénaires dans l'emploi, Aubert (2004) montre par exemple que, dans les secteurs où l'emploi des salariés « âgés » évolue plus défavorablement que celle de leurs cadets, cette évolution défavorable concerne aussi bien les 50-54 ans que les 55-59 ans. S'il est difficile de se prononcer en ce qui concerne ces 55-59 ans, la présente analyse suggère en tout cas qu'il faut chercher d'autres explications que le ratio salaire/productivité moyen pour expliquer la faible demande de salariés de 50-54 ans.

13. Si l'on interprète « l'usure due à l'âge » (c'est-à-dire la diminution des capacités psychologiques et physiologiques avec l'âge) comme la source potentielle d'une décroissance de la productivité avec l'âge, ce résultat va dans le sens de celui de Jolivet, Molinié et Volkoff (2000). Dans leur synthèse d'études ergonomiques sur l'évolution des capacités avec l'âge, ces auteurs soulignent qu'il n'y a pas un processus de déclin uniforme des capacités, ni un âge charnière à partir duquel ces capacités commencent à décroître. Il est donc normal de ne pas observer une diminution générale de la productivité en fin de carrière, ce qui n'empêche pas que ce problème puisse se poser pour certains salariés.

Encadré 2 (suite)

55 ans. Le risque d'un biais de sélection se pose donc *a priori* essentiellement dans le cas des 55-59 ans. De plus, l'ampleur et le signe d'un tel biais ne sont pas faciles à déterminer en pratique. Les estimations qui essaient de prendre en compte ce biais aboutissent souvent à un effet de sélection non significatif. Par ailleurs, les caractéristiques individuelles de productivité ne sont pas nécessairement les plus déterminantes dans les départs anticipés de certains salariés âgés. Un grand nombre d'entre eux se produisent dans le cadre de « plans de préretraite », touchant l'ensemble des salariés âgés dans des entreprises particulières. L'éviction de certains salariés âgés pourrait donc correspondre en premier lieu à des caractéristiques des entreprises où ils étaient employés, et il n'est pas aisé d'affirmer que ces salariés « évincés » étaient, à un niveau individuel, tous moins productifs que les salariés restés en emploi. Enfin, certains salariés dans le cadre de « préretraites maison », entièrement financées par l'entreprise, sont encore comptés parmi les effectifs de leur entreprise dans les données utilisées ici. Les « salariés en emploi » dans l'échantillon retenu comprennent donc en fait un certain nombre de salariés en préretraite ce qui tend mécaniquement à diminuer la productivité estimée des

« salariés » des classes d'âge élevé par rapport à celles des salariés travaillant effectivement.

Quid des effets d'âge et de génération ?

La dernière question, enfin, se pose si l'on cherche à prévoir l'évolution du profil de productivité avec l'âge à plus ou moins long terme. Le profil estimé sur les années 1994-2000 est-il représentatif de ce qui se passera dans les années 2000, 2010, 2020 ? La question sous-jacente consiste à savoir si le profil de productivité estimé traduit uniquement des effets liés à l'âge, ou s'il traduit également des effets de génération. La réponse à cette question est malheureusement impossible : la petitesse de la fenêtre d'observation empêche en effet de distinguer les effets de génération des effets d'âge.

Par exemple, la productivité estimée pour les 55-59 ans concerne des individus nés avant le baby-boom, moins souvent diplômés que les générations plus jeunes. Ils ne sont donc pas nécessairement représentatifs de ce que seront les 55-59 ans après l'arrivée à cette classe d'âge des générations postérieures au baby-boom.

Si un tel problème de demande existe, comme de nombreux indices semblent le suggérer, il convient donc de ne pas négliger d'autres facteurs, tels que les incitations créées par les divers dispositifs institutionnels ou l'existence de stéréotypes négatifs sur les capacités des salariés âgés. Il peut également s'agir d'un problème de productivité, mais qui ne concernerait que certaines sous-catégories de salariés ou certains sous-groupes d'entreprises (14), sans qu'il

ne se traduise sur la productivité relative moyenne de l'ensemble des salariés âgés du privé. □

14. Ce problème pourrait par exemple ne se poser que dans les entreprises qui connaissent des changements technologiques importants. La productivité plus faible des salariés âgés s'expliquerait alors par une obsolescence des compétences les plus anciennes.

Les auteurs remercient Didier Blanchet, David Blau, Cécile Détang-Dessendre, Jérôme Gautié, Sébastien Roux, Daniel Szpiro et les deux relecteurs anonymes de la revue pour leurs nombreux commentaires et suggestions. Ils remercient également les participants au séminaire DEEE du 5 février 2003, au colloque « Âge 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, au séminaire SERH de l'université de Lille-1, au séminaire Claude Fourgeaud du 17 décembre 2003 et au séminaire recherche de l'Insee du 15 janvier 2004.

BIBLIOGRAPHIE

- Arellano M. et Bond S. (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 P. (2003)**, « Plus d'un salarié du privé sur cinq a plus de 50 ans en 2000 », *Insee Première*, n° 910, juillet.
- Aubert P. (2004)**, « La situation des quinquagénaires dans l'emploi du secteur privé », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.
- Crépon B., Deniau N. et Perez-Duarte S. (2003)**, « Productivité et salaire des travailleurs âgés », *Revue française d'économie*, vol. 18, n° 1, pp. 157-185.
- Gonzalez L. (2002)**, « L'incidence du recours à l'intérim sur la mesure de la productivité du travail des branches industrielles », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 103-133.
- Griliches Z. et Mairesse J. (1997)**, « Production Functions: The Search for Identification », working paper 9730, Crest.
- Hægeland T. et Klette T. (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 J., Neumark D. et Troske K. (1999)**, « Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations », *Journal of Labor Economics*, 17, pp. 409-446.
- Jolivet A., Molinié A. et Volkoff S. (2000)**, « Efficaces à tout âge ? Vieillesse démographique et activités de travail », Dossier n° 16 du Centre d'Études sur l'Emploi.
- Jovanovic B. (1979)**, « Job Matching and the Theory of Turnover », *Journal of Political Economy*, 87, pp. 972-990.
- Lazear E. (1979)**, « Why is there a Mandatory Retirement? », *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1261-1284.
- Mac Donald G. (1982)**, « A Market Equilibrium Theory of Job Assignment and Sequential Accumulation of Information », *American Economic Review*, 72, pp. 1038-1055.
- Mincer J. (1974)**, *Schooling, Experience and Earnings*, N.Y., Columbia University Press.

DEUX SOURCES STATISTIQUES : LES DADS ET LES BRN

Les 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 en est ensuite assurée par l'Insee dans le respect des règles du secret statistique. Pour cette étude, on utilise une base dans laquelle ces données sur les salariés ont été agrégées au niveau de chaque entreprise. Elle fournit donc des informations sur les effectifs des entreprises, la structure de leur main-d'œuvre et les caractéristiques de chacune de ses composantes.

Les BRN sont issus des informations fournies à l'administration fiscale par les entreprises soumises à l'impôt. 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'affaires est supérieur à 730 000 euros 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 contient moins d'observations que les DADS.

Le champ et les variables

Le champ de l'étude est celui des entreprises pérennes de 1994 à 2000 ayant au moins 5 employés en équivalent année-travail (1). 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 les 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 la mesure du travail, défini comme le nombre total d'heures travaillées par les salariés de l'entreprise, hors stagiaires et apprentis, 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 chacune des catégories d'âge (9 catégories, par tranche de cinq ans).

La mesure de l'emploi peut poser un problème. La seconde moitié des années 1990 est en effet marquée

par l'essor du recours à l'intérim, notamment dans l'industrie (Gonzalez, 2002). Le recours à l'intérim permet souvent aux entreprises d'ajuster leur main-d'œuvre beaucoup plus aisément et facilement que par des embauches ou des licenciements de salariés. Omettre le rôle des intérimaires peut donc conduire à une estimation biaisée de la productivité du travail. Afin de prendre en compte ce phénomène, on introduit dans la fonction de production le ratio du « travail » des intérimaires sur celui des salariés de l'entreprise. Les effectifs d'intérimaires étant inconnus, on utilise comme *proxy* le ratio de leur coût (mesuré dans les BRN) sur la masse salariale des salariés de l'entreprise (issue des DADS). Dans le même ordre d'idée, on ajoute comme contrôle le ratio du travail des stagiaires sur celui des salariés de l'entreprise (mesuré dans les DADS).

L'appariement DADS-BRN

L'appariement des DADS aux BRN nécessite, 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. 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 la 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, on résout ce problème de cohérence entre les deux sources en choisissant une marge de tolérance assez élevée puisque l'on n'élimine 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. On suppose que ce filtre permet d'éliminer une grande partie des entreprises qui connaissent des modifications de structure, en identifiant ces dernières aux entreprises pour lesquelles les effectifs dans chacune des deux bases divergent fortement.

L'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

1. 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.

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, pour exclure les valeurs aberrantes, on élimine 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.

Le nombre d'observations

De 1994 à 2000, les DADS et les BRN contiennent respectivement 10 et 3,3 millions d'entreprises-année (2) pour lesquelles la valeur ajoutée, l'effectif et le coût salarial sont renseignés et non nul. 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 3 millions

d'observations. Après élimination des observations pour lesquelles les effectifs divergent fortement d'une base à l'autre, il reste 1,8 million 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 cylindrage du panel est donc la principale source de perte dans la base (3). 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, laisse une base finale contenant 24 058 entreprises pour l'industrie, 28 690 pour le commerce et 17 932 pour les services (cf. tableau).

2. 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.

3. À proprement parler, c'est le fait d'imposer que les entreprises 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 laisse en fait plus de 175 000 entreprises.

Construction de la base et nombre d'observations (année 2000)

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

Lecture : le nombre d'entreprises 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 comptent moins de 4 salariés au 31 décembre 2000 tout en ayant un effectif moyen en équivalent année-travail supérieur à quatre.

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 :

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

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 :

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

ou, en linéarisant le dernier terme :

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

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.

Les sous-groupes de salariés considérés dans l'étude sont les neuf catégories d'âge, à l'exception de celle des 35-39 ans, choisie comme référence.

Pour contrôler d'évolutions conjoncturelles qui pourraient être différentes d'un secteur à l'autre, et toucher différemment les entreprises selon leur taille et leur âge, on contrôle de ces caractéristiques en régressant dans une première étape les variables explicatives (évolution de la production et de ses facteurs) sur des indicatrices de secteur par année, de taille, ainsi que d'âge d'entreprise. Pour contrôler du fait que le « travail » observé est celui des salariés de l'entreprise, et ne rend pas compte d'autres individus qui pourraient néanmoins y travailler, notamment les intérimaires, on ajoute par ailleurs parmi les variables explicatives endogènes le ratio du travail des intérimaires sur celui des salariés de l'entreprise, ainsi que celui des stagiaires et apprentis (cf. annexe 1).

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

Plusieurs stratégies d'estimation de ces fonctions de production sont possibles. La première consiste à 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, c'est-à-dire 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 salariés sera par exemple estimé plus productif que le groupe de référence si une entreprise produit, en moyenne, plus qu'une entreprise comparable (en termes de niveau de capital et de travail, de taille, de secteur et d'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 :

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

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

$$X_{i,\bullet} = \frac{1}{7} \sum_{t=1994}^{2000} X_{i,t}$$

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 dimension « 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 salariés 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 :

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

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. On estimerait donc une équation du type :

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

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 » :

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

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. On a vu en effet que la variation de la part de chacune des catégories d'âge est corrélée de manière significative avec la variation du niveau d'emploi. De plus, cette corrélation est positive pour les plus jeunes et négative pour les plus âgés. 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 en licenciant, alors les coefficients associés aux variations des parts des différentes catégories d'âge seront biaisés dans l'estimation de la fonction de production. Ce biais sera de plus positif pour les plus jeunes et négatif pour les plus anciens.

Traiter le biais de simultanéité : la méthode des moments généralisée (MMG)

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, on estime la fonction de production en différence suivante :

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

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

$$\text{avec les conditions d'orthogonalité} \left\{ \begin{array}{l} E(\ln(K)_{i,t-s} \cdot (\eta_{i,t} + v_{i,t} - v_{i,t-1})) = 0 \\ E(\ln(L)_{i,t-s} \cdot (\eta_{i,t} + v_{i,t} - v_{i,t-1})) = 0 \\ E\left(\left(\frac{L_j}{L} \right)_{i,t-s} \cdot (\eta_{i,t} + v_{i,t} - v_{i,t-1}) \right) = 0 \end{array} \right.$$

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. On ajoute 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 (5 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. On restreint donc le nombre de conditions d'orthogonalité en gardant dans les instruments la valeur du logarithme du travail uniquement en $(t - 2)$, et non à toutes les années passées.

ESTIMATION DES ÉQUATIONS DE COÛT SALARIAL

Les salaires, agrégés ou par catégorie, sont disponibles pour chaque entreprise dans les DADS. Il serait donc aisé de calculer le profil de coût salarial 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 on cherche à estimer un profil de coût salarial par âge afin de le comparer au profil de productivité estimé précédemment, il convient de l'estimer avec 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 faut donc estimer un profil de coût salarial où l'on contrôle également du coût salarial moyen par secteur, taille et âge des entreprises et en imposant la même contrainte d'un profil identique parmi toutes les entreprises.

On a donc choisi d'estimer les profils de coûts salariaux 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, on estime les coûts salariaux relatifs de chaque catégorie via la relation entre part dans l'emploi et coût salarial 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 :

$$\bar{w} = \frac{\sum_i w_i \cdot L_i}{\sum_i L_i} = w_0 \cdot \left(\sum_i \frac{w_i}{w_0} \frac{L_i}{L} \right) = w_0 \cdot \left(1 + \sum_{i \neq 0} \left(\frac{w_i}{w_0} - 1 \right) \frac{L_i}{L} \right)$$

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 :

$$\ln(\bar{w}_i) = \text{cons} + \ln \left(1 + \sum_{j \neq 0} \left(\frac{w_j}{w_0} - 1 \right) \cdot \left(\frac{L_j}{L} \right)_i \right) + v_i$$

ou par la forme en différence première linéarisée suivante :

$$\Delta \ln(\bar{w}_i) = \sum_{j \neq 0} \left(\frac{w_j}{w_0} - 1 \right) \cdot \Delta \left(\frac{L_j}{L} \right)_i + \varepsilon_i$$

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 généralisés (MMG). Les instruments sont les niveaux passés des parts des catégories d'âge dans les effectifs.

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Tableau A
Fonction de production dans la dimension « inter-entreprises »

	Industrie		Commerce		Services	
	Param	Std	Param	Std	Param	Std
Travail (heures)	0,793	0,004	0,802	0,004	0,857	0,005
Capital	0,208	0,002	0,168	0,002	0,125	0,002
Moins de 25 ans	- 0,416	0,043	- 1,208	0,038	- 1,364	0,047
25-29	0,280	0,035	0,376	0,030	0,469	0,042
30-34	0,095	0,049	0,113	0,041	0,145	0,058
35-39	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
40-44	- 0,025	0,051	- 0,059	0,042	- 0,082	0,062
45-49	0,060	0,038	- 0,027	0,032	0,108	0,048
50-54	0,138	0,047	0,035	0,040	- 0,012	0,059
55-59	0,017	0,049	- 0,302	0,044	- 0,053	0,066
60 ans et plus	0,955	0,086	0,443	0,067	0,319	0,092
R ²	0,85		0,69		0,72	
Nombre d'entreprises	24 058		28 690		19 764	

Contrôles : secteur (NES 36), taille (3 catégories) * âge de l'entreprise (5 catégories), ratio du travail des stagiaires et des intérimaires sur celui des salariés de l'entreprise (cf. annexe 1).

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.

Tableau B
Fonction de production dans la dimension « intra-entreprises »

	Industrie		Commerce		Services	
	Param	Std	Param	Std	Param	Std
Travail (heures)	0,681	0,003	0,594	0,003	0,655	0,003
Capital	0,137	0,002	0,127	0,002	0,141	0,002
Moins de 25 ans	- 0,058	0,009	- 0,117	0,007	- 0,118	0,008
25-29	- 0,021	0,008	- 0,041	0,006	- 0,038	0,007
30-34	0,004	0,007	0,002	0,005	- 0,008	0,006
35-39	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
40-44	- 0,027	0,007	- 0,005	0,005	- 0,007	0,007
45-49	- 0,062	0,009	- 0,031	0,006	- 0,013	0,008
50-54	- 0,082	0,010	- 0,069	0,007	- 0,039	0,009
55-59	- 0,077	0,011	- 0,090	0,008	- 0,041	0,011
60 ans et plus	- 0,005	0,019	- 0,091	0,013	- 0,031	0,017
R ²	0,40		0,28		0,35	
Nombre d'entreprises	24 058		28 690		19 764	

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 »).