



HAL
open science

L'emploi des salariés âgés : le rôle des salaires et de la productivité dans la demande de travail des entreprises

Patrick Aubert

► **To cite this version:**

Patrick Aubert. L'emploi des salariés âgés : le rôle des salaires et de la productivité dans la demande de travail des entreprises. Sciences de l'Homme et Société. Paris X - Nanterre, 2007. Français. NNT : . pastel-00003780

HAL Id: pastel-00003780

<https://pastel.hal.science/pastel-00003780>

Submitted on 21 Jul 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Université Paris X - Nanterre

THÈSE

pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ PARIS X – NANTERRE

Discipline : Sciences économiques

Présentée et soutenue publiquement par

Patrick AUBERT

le 26 septembre 2007

L'emploi des salariés âgés

Le rôle des salaires et de la productivité dans la demande de travail des entreprises

Directeur de thèse :

Mme Eve CAROLI, professeur à l'Université Paris X - Nanterre

Jury : M. Didier BLANCHET, chef de Département à l'Insee, président
M. Patrick SEVESTRE, professeur à l'Université de Paris 1, rapporteur
Mme Muriel ROGER, chargée de recherches à l'INRA
M. John VAN REENEN, professeur à la *London School of Economics*

Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer mes remerciements à Eve Caroli et à Muriel Roger, qui ont encadré la rédaction de cette thèse. Outre leur soutien, leurs relectures et leurs conseils, je les remercie chaleureusement pour leurs encouragements et leur confiance, et pour m'avoir convaincu de m'inscrire en thèse. Sans elles, je ne me serais sans doute pas lancé dans la rédaction qui s'achève aujourd'hui.

Je dois beaucoup également à mes co-auteurs, pour les différents travaux qui forment cette thèse. Outre Eve et Muriel déjà citées, je remercie donc chaleureusement Sévane Ananian, Didier Blanchet, David Blau et Bruno Crépon. Travailler avec eux m'a beaucoup appris, en économie mais aussi en dehors.

Merci également à Didier Blanchet, Patrick Sevestre et John Van Reenen d'avoir accepté de composer le jury de cette thèse, ainsi qu'à Thierry Magnac d'avoir accepté d'en être rapporteur.

Le contenu de cette thèse synthétise en très grande partie divers travaux effectués à l'Insee, dans le cadre de mon poste dans la division « Marché et stratégie d'entreprise », et publiés dans ses revues. Sans la liberté qui m'a été donnée, la richesse de l'environnement, les conseils nombreux et le soutien de mon encadrement à l'Insee, ces travaux n'auraient certainement pas vu le jour. Je remercie donc les diverses personnes qui m'ont encadré ou avec qui j'ai pu travailler et échanger au cours des cinq dernières années, et tout particulièrement Sébastien Roux et Didier Blanchet, ainsi que tous mes collègues de la division « Marché et stratégie d'entreprise », du département des études économiques d'ensemble et du département de l'emploi et des revenus d'activité. A Sébastien Roux, je dois à la fois d'avoir pu effectuer mon premier poste à la division « Marché et stratégie d'entreprise » et d'avoir travaillé sur l'emploi des salariés âgés : cette thèse lui doit donc énormément.

J'ai bénéficié de la relecture et des conseils de nombreuses personnes pour les différents travaux qui forment cette thèse. Je remercie en particulier Jérôme Gautié et Alexandre Vincent, qui ont discuté certains de ces travaux au cours des séminaires où ils ont été présentés, ainsi que Luc Behaghel, pour sa lecture très attentive de ces travaux. Leurs remarques, toujours pertinentes, m'ont été précieuses. J'adresse également mes remerciements à tous ceux dont les suggestions ont permis d'enrichir certaines études contenues dans cette thèse : Michel Amar, Thomas Amossé, Andrea Bassanini, Sandra Black, Lex Borghans, Cécile Détang-Dessendre, Annie Jolivet, Françoise Maurel, David Murmane, Daniel Szpiro, Bas ter Weel, John Van Reenen, et les rapporteurs anonymes des revues dans lesquelles certaines parties de cette thèse ont été soumises.

Je tiens enfin à adresser mes plus chaleureux remerciements à tous ceux dont les encouragements et le soutien m'ont été précieux pour mener jusqu'à son terme cette thèse.

Exerçant un poste à plein temps à l'Insee, il est parfois difficile de trouver l'énergie et la motivation pour avancer en parallèle dans la préparation d'une thèse. Les encouragements mutuels de tous les thésards de l'Insee constituent un soutien inestimable pour se motiver à continuer ! Sans pouvoir les citer tous nommément ici, je remercie notamment Sébastien Raspiller, dont le projet de thèse a mûri en même temps que le mien tout au long de nos premiers postes respectifs à MSE, et Elise Coudin, pour tous ses conseils lors du sprint final, le sien ayant précédé le mien de quelques mois ! Merci, donc, à tous pour m'avoir montré que c'est possible, et bonne chance et bon courage à ceux qui continuent sur ce chemin.

Merci enfin à tous ceux, famille et amis, qui m'ont toujours soutenu et encouragé.

Résumé

Le taux d'emploi des salariés seniors (âgés de plus de 50 ou 55 ans) est particulièrement bas en France, par rapport à la plupart des pays de l'OCDE. L'objectif de cette thèse est d'étudier le rôle de la demande de travailleurs âgés par les entreprises dans la faiblesse de ce taux.

Les résultats relativisent l'idée, largement répandue, selon laquelle les seniors seraient « trop » payés au regard de leur productivité. En estimant la contribution de chaque classe d'âge à la productivité moyenne de leur entreprise, nous trouvons des profils de la productivité selon l'âge similaires aux profils des coûts salariaux : croissants jusqu'à 40 ou 45 ans, puis stables au-delà. Par ailleurs, il n'existe pas d'observation solide prouvant l'existence de rigidités salariales chez les seniors, malgré le profil des salaires moyens après 50 ans particulièrement pentu en France. Enfin, les seniors ne sont pas moins nombreux et ne sortent pas plus souvent de l'emploi dans les établissements où ils sont relativement plus payés.

Cependant, il existe bien des facteurs de fragilité liés aux compétences des seniors. Ces dernières seraient moins complémentaires que celles des plus jeunes avec les nouvelles technologies et les organisations du travail innovantes. Dans toutes les catégories de qualification et dans l'industrie comme dans les services, les salariés de plus de 50 ans sont moins nombreux dans les établissements innovants et y ont des flux d'emploi moins favorables.

Enfin, une partie des difficultés d'emploi des seniors en France viendrait d'un problème d'allocation de ces salariés dans les entreprises et les secteurs en déclin. Les seniors se retrouvent, mécaniquement, dans les secteurs et les entreprises qui ont massivement embauché dans le passé, plutôt que dans les secteurs dynamiques dont l'emploi augmente fortement au cours de la période contemporaine. Ils sont donc plus souvent chez des employeurs qui, structurellement, détruisent plus d'emplois.

Mots clés : salariés âgés ; demande de travail ; coût salarial ; productivité ; fonctions de production ; changements techniques et organisationnels

Abstract

We study the role of labour demand in the low employment rate of older workers in France.

We find no support for the hypothesis of a declining productivity/wage ratio. Age-productivity and age-labour cost profiles are estimated as the contribution of each age category to the average labour productivity and labour cost of firms. We find similar age profiles for productivity and wage: both profiles are rising up to 40 or 45 and then remain stable. Besides, we find no evidence of wage rigidities for older workers in France, in spite of a rising average wage after 50. We also show that older workers do not represent a lower share of employment and are not more often evicted in firms where they earn higher relative wages.

However, we also find factors that decrease the labour demand for older workers. Technological and organisational changes appear to be biased against age. Older workers represent a lower share of employment and have less favourable employment flows than younger workers in innovative firms. This result holds for all skill categories and in Manufacturing as well as in services.

Moreover, we find that there is a problem of allocation of older workers in declining industries. Due to the dynamics of employment flows, these workers represent a higher share of employment in firms that hired a lot a long time ago than in firms in rising sectors. Thus, they are more numerous in firms and industries that have a higher probability of downsizing nowadays.

Keywords: older workers; labour demand; labour cost; productivity; production function; technological and organisational change

Table des matières

Introduction	11
1 Vieillesse de la population et enjeux	11
2 Les facteurs du faible taux d'emploi des seniors	15
3 Questions de méthode	17
4 La démarche de la thèse	22
La situation des salariés âgés du secteur privé	25
1 Introduction	25
2 Les quinquagénaires dans l'emploi salarié privé	27
2.1 Une répartition plus hétérogène par secteur que par taille d'établissement	28
2.2 Des résultats restant vérifiés « toutes choses égales par ailleurs »	31
2.3 Des seniors plus nombreux dans les entreprises les plus productives	34
2.4 ... mais moins nombreux dans les firmes en croissance	36
3 Les quinquagénaires occupent des postes spécifiques	38
3.1 Des emplois souvent plus qualifiés	39
3.2 Le recours au temps partiel augmente après 55 ans	40
3.3 ... et est plus fréquent dans les établissements où l'emploi des quinquagénaires a été protégé	43
4 L'évolution de l'emploi des quinquagénaires de 1995 à 2000	45
4.1 Le poids de l'histoire	46
4.2 Décomposition comptable de la variation du poids des quinquagénaires entre 1995 et 2000	48
4.3 L'emploi des quinquagénaires diminue surtout dans l'industrie	52
4.4 Les grands établissements recourent davantage aux préretraites	54
5 Que peut-on dire de la demande de travailleurs âgés selon les secteurs ?	55
5.1 Analyse des mouvements de main-d'oeuvre	57
5.2 Une approche par les flux	59
5.3 Moins d'embauches dans les postes non-qualifiés	64
5.4 ... sauf dans certains secteurs de services	65
6 Conclusion	66
7 Annexe 1 : Les données utilisées	68
8 Annexe 2 : Résultats de l'analyse « toutes choses égales par ailleurs »	72
Les salaires des seniors	79
1 Introduction	79
2 Salaire et âge : que dit la théorie ?	82
2.1 Coût salarial et productivité	83
2.2 Aspects dynamiques dans le mécanisme de fixation des salaires	84
2.3 Incitations et assurance	86
3 Comment interpréter le profil d'évolution des salaires avec l'âge ?	88
3.1 Les comparaisons internationales ne fournissent pas de conclusion robuste	89
3.2 Les écarts de salaires entre classes d'âge	90
3.3 <i>Quid</i> d'une éviction des seniors à bas salaires ?	92
3.4 Effets de cohorte et effets d'âge	96

3.5 Peut-on mettre en évidence un rôle des rigidités salariales dans la croissance des salaires selon l'âge ?	98
3.6 La nature des rémunérations des seniors : « primes de départ » en fin de carrière ?	101
4 Le lien salaire-emploi : aspects empiriques	105
4.1 Pas de corrélation significative à un niveau macroéconomique	107
4.2 Effet « coût » chez les non qualifiés, effet « qualité » chez les qualifiés	109
4.3 Des rémunérations plus fortes n'impliquent pas des sorties plus nombreuses	112
4.4 L'écart des salaires peut jouer sur les embauches	114
5 Conclusion	115
6 Annexe : Corrélations entre salaire relatif et part des seniors dans l'emploi des établissements : une analyse par régressions	117

La productivité des salariés âgés	119
1 Introduction	119
2 Comment estimer la productivité des salariés ?	121
2.1 Les approches anciennes : mesurer la productivité individuelle des salariés	121
2.2 Une approche plus récente : estimer la productivité moyenne de groupes homogènes de salariés	123
2.3 Des estimations fortement biaisées	125
3 Le modèle économétrique	126
3.1 La fonction de production	126
3.2 Estimation dans les dimensions « inter » et « intra » entreprise	128
3.3 Le problème de simultanéité	130
3.4 Traiter le biais de simultanéité : la méthode des moments généralisée (MMG)	132
3.5 Estimation des équations de coût salarial	134
4 Estimation des profils de productivité par âge	136
4.1 Estimateurs dans les dimensions inter- et intra-entreprises	136
4.2 Estimation par la méthode des moments généralisés	140
4.3 Des résultats proches d'un secteur à l'autre	142
4.4 Coût salarial et productivité suivent des profils similaires	143
5 Les limites de la méthode	147
5.1 Des profils de productivité estimés « moyens » et non individuels	147
5.2 Biais d'attrition et biais de sélection	148
5.3 <i>Quid</i> des effets d'âge et de génération ?	151
6 Conclusion	151
7 Annexe : Deux sources statistiques : Les DADS et les BRN	154

Nouvelles technologies, changement organisationnel et gestion des âges par les entreprises	159
1 Introduction	159
1.1 Nouvelles technologies, changements organisationnels et marché du travail	160
1.2 Innovations et obsolescence des qualifications	162
2 Modèles économétriques	166
2.1 Modèle statique : parts salariales des classes d'âge	167
2.2 Les flux d'emplois : part des entrants et des sortants parmi les classes d'âge	170
3 Innovation et biais en défaveur de l'âge : le cas de l'industrie	172
3.1 Les données	172
3.2 Résultats du modèle statique	180
3.2.1 Parts salariales des classes d'âge	180
3.2.2 L'impact sur l'âge reste observé au sein des catégories de qualification	183
3.3 Résultats du modèle en flux : entrées et sorties dans les entreprises	188
4 Le problème de l'hétérogénéité inobservée : modèle en différence	192
4.1 Les données	193

4.2 Résultats	196
5 L'analyse par établissement et le cas du tertiaire : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE 98 »	205
5.1 Les données	206
5.2 Les résultats : parts salariales	210
5.2.1 Analyse par classe d'âge	210
5.2.2 Analyse par âge et catégories de qualification	213
5.2.3 Les différentes pratiques organisationnelles ne sont pas toutes associées à la même structure par âge.	218
5.2.4 Ouverture à l'international et biais en défaveur de l'âge	222
5.3 Les résultats : modèle en flux	223
6 Conclusion.....	226
Conclusion.....	229
Bibliographie.....	235
Index des tableaux.....	245
Index des illustrations.....	247

Introduction

1 Vieillesse de la population et enjeux

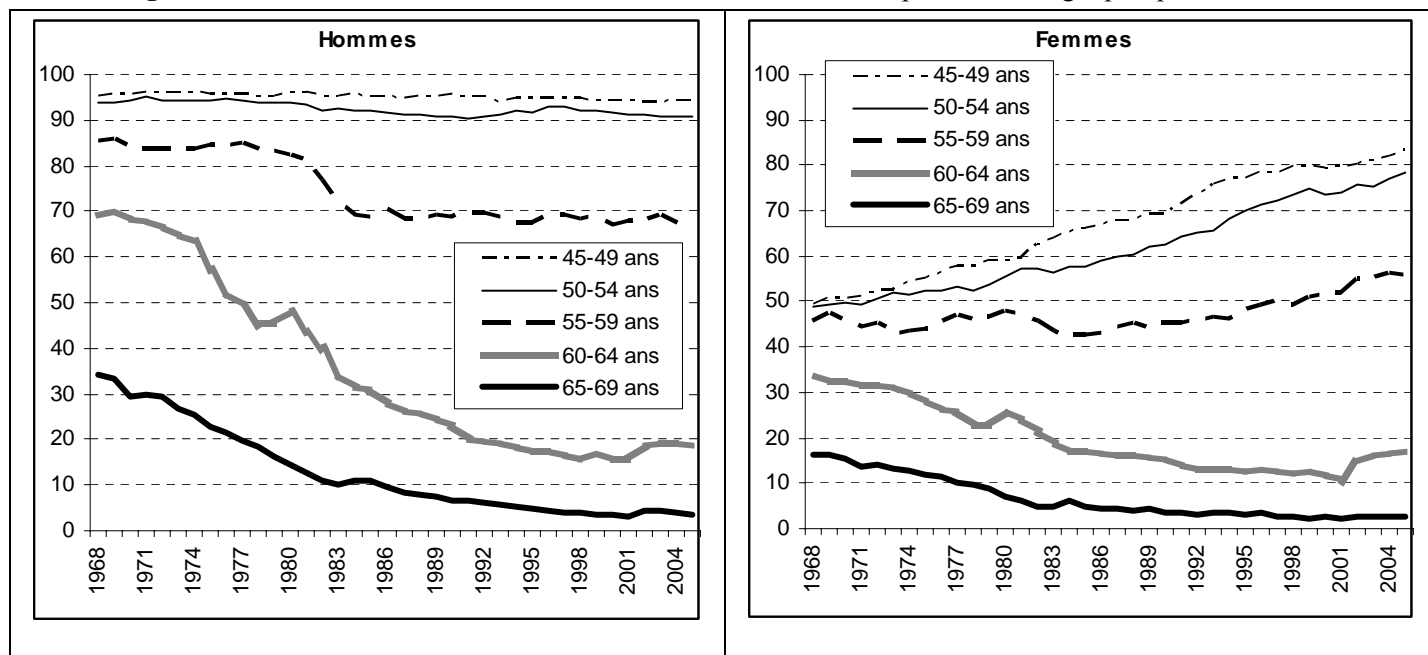
Dans la plupart des pays développés, la part des personnes de plus de 60 ans dans la population croît rapidement depuis le début des années 2000, avec l'arrivée dans ces tranches d'âge des premières générations nombreuses du « *baby-boom* ». Cette croissance est appelée à se poursuivre et, du fait de l'allongement concomitant de la durée de vie, à aboutir à une stabilisation de la part des plus âgés dans la population à un niveau élevé. En France, le scénario central des projections de population de l'Insee (Robert-Bobée, 2006) prévoit ainsi que la part des plus de 60 ans dans la population, égale à 20,8 % en 2005, devrait croître jusqu'à un peu plus de 30 % à l'horizon 2030, et rester à ce niveau élevé jusqu'à 2050 au moins.

Le vieillissement de la population pose un problème général de financement des transferts sociaux, et notamment des systèmes de retraite. De 2,2 en 2005, le nombre d'actifs par inactif de 60 ans et plus en France devrait décroître à environ 1,3 à 1,4 après 2030 selon les divers scénarios des dernières projections de population active de l'Insee (Coudin, 2006).

Le phénomène démographique de vieillissement est aggravé par la tendance historique de diminution des taux d'activité dans toutes les classes d'âge de « seniors » (cf. figure I.1). Chez les plus de 65 ans, la tendance à la baisse du taux d'activité a été amorcée depuis de nombreuses décennies. Elle est liée en partie à la disparition de certains métiers d'agriculture ou d'artisanat, pour lesquels on finissait traditionnellement tard son activité. L'activité est dorénavant un phénomène marginal dans ces classes d'âge : le taux d'activité des hommes de 65-69 ans est, à titre d'exemple, de 3,7 % en 2005 contre 31 % en 1970 ⁽¹⁾. Chez les 60-64 ans, les taux d'activité connaissent également une tendance séculaire à la baisse, et cette dernière s'est nettement accélérée à la suite des premiers plans de préretraite dans la seconde partie des années 1970, puis de l'abaissement de l'âge de la retraite à 60 ans au début des années 1980. De 68 % pour les hommes et 32 % pour les femmes en 1970, les taux d'activité des 60-64 ans sont passés à 18 et 17 % respectivement en 2005. Chez les quinquagénaires, enfin, la baisse du taux d'activité concerne principalement les hommes de 55-59 ans. Du fait de l'extension à ces classes d'âge des régimes de préretraite, leur taux d'activité a diminué de près de 15 points dans la première moitié des années 1980, pour se stabiliser à 65-70 % depuis ⁽²⁾.

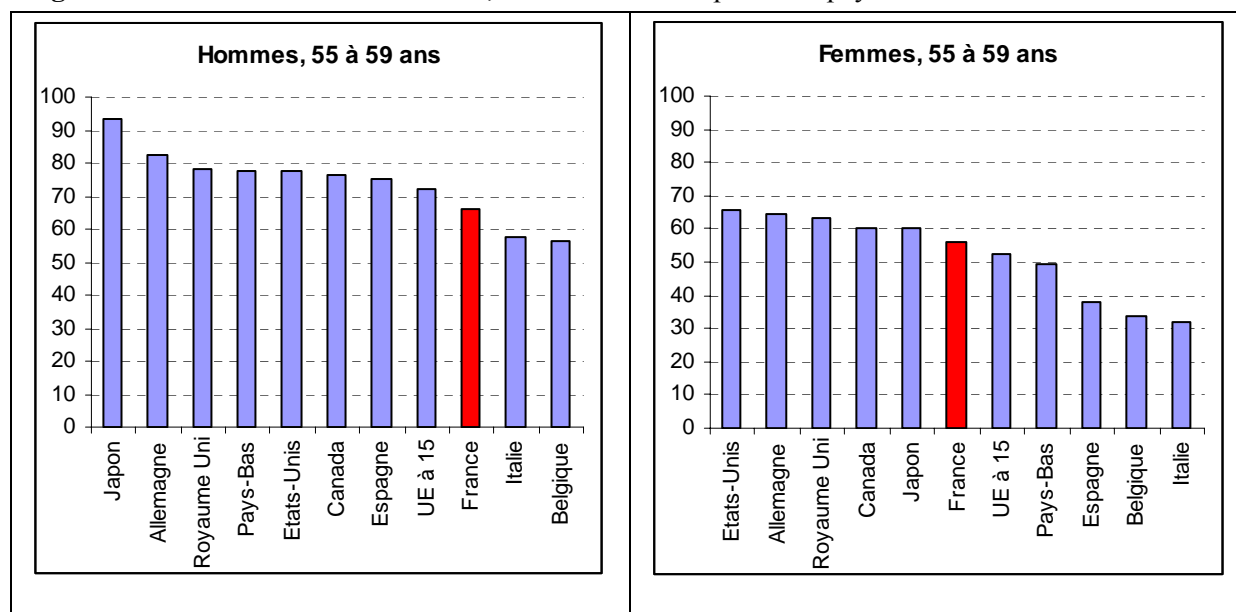
1 Ces données, tirées des projections de population active de l'Insee, sont issues des enquêtes Emploi. Elles correspondent à des valeurs en moyenne annuelle, selon le concept d'activité du Bureau International du Travail (BIT).

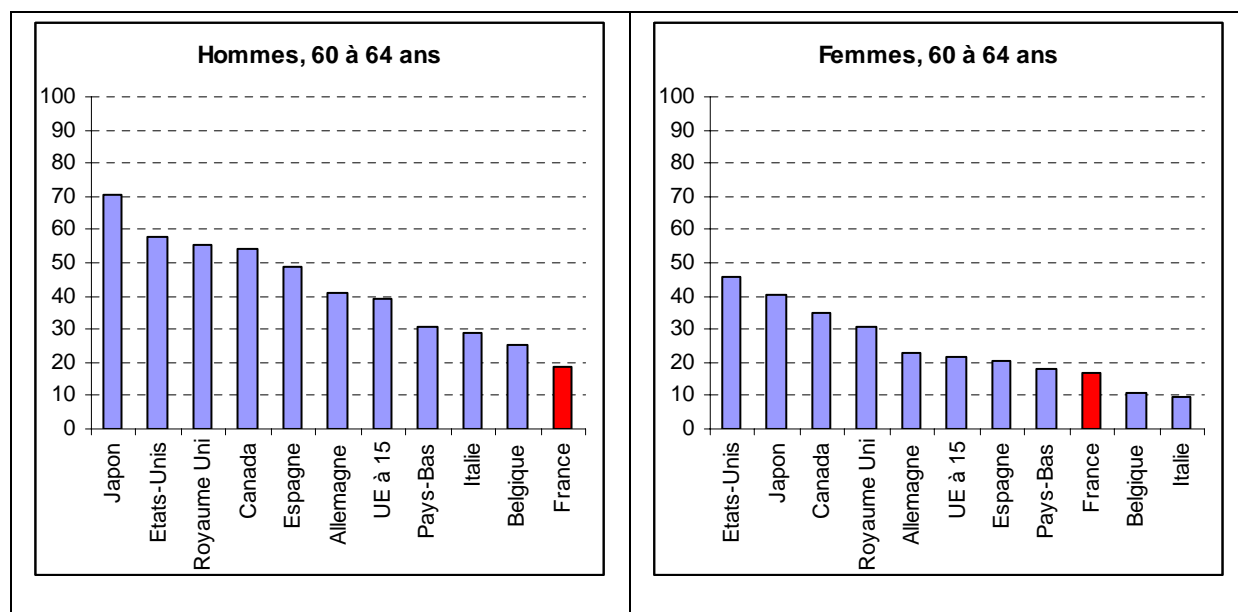
2 Chez les quinquagénaires femmes, on n'observe pas de diminution « visible » du taux d'activité, du fait du mouvement tendanciel à la hausse de l'activité féminine.

Figure I.1 : Taux d'activité des hommes et des femmes en France par classe d'âge quinquennal

Source : Couffin, 2006 (Insee, enquêtes Emploi 1968-2005, corrigées de la rupture de série en 2003)

Le faible taux d'activité des « seniors » est un phénomène commun à la plupart des pays développés, et notamment aux pays européens. Il est cependant particulièrement bas en France par rapport à la plupart des autres pays (cf. figure I.2).

Figure I.2 : Taux d'activité des seniors, en France et dans plusieurs pays de l'OCDE en 2005



Source : OCDE

Dans les conditions décrites précédemment, il semble difficile de maintenir des niveaux de pensions comparables aux niveaux actuels sans une modification en profondeur des comportements de sortie d'activité, notamment de l'âge moyen de cette sortie. Ce constat a inspiré l'objectif affiché par de nombreux pays et organisations internationales d'une remontée des taux d'activité et des taux d'emploi aux âges actuels de fin de vie active. Au niveau européen, il se traduit par l'objectif pris au conseil européen de Stockholm (et s'inscrivant dans la stratégie européenne dite « de Lisbonne ») d'atteindre un taux d'emploi de 50 % pour les 55-64 ans à l'horizon 2010. En France, l'idée d'un nécessaire relèvement des taux d'activité dans cette classe d'âge a inspiré en partie les réformes des retraites de 1993 et 2003, instituant une augmentation progressive du nombre de trimestres de cotisation nécessaires pour atteindre la liquidation des droits à la retraite à taux plein.

Le relèvement des taux d'emploi des seniors passe nécessairement par son pendant du côté des entreprises, c'est-à-dire une hausse de leur part dans l'emploi. Cette remarque souligne le fait que, au cœur de la problématique de vieillissement de la population, se pose la question du fonctionnement du marché du travail, différencié selon les âges.

2 Les facteurs du faible taux d'emploi des seniors

Le fonctionnement du marché du travail pour les seniors constitue une problématique complexe. Afin de comprendre les déterminants du faible taux d'emploi de ces derniers, il est naturel de s'intéresser aux deux aspects d'offre et de demande de travail. L'aspect « offre » a été largement étudié dans la littérature économique ; l'aspect « demande » l'a été beaucoup moins : c'est ce dernier aspect qui sera l'objet de cette thèse.

L'aspect *d'offre de travail* a longtemps été avancé comme explication principale au faible taux d'activité des seniors. Il a fait l'objet de très nombreuses analyses, tant dans la littérature française qu'internationale. L'ouvrage collectif de Gruber et Wise (2004) fait référence dans ce domaine. Dans le cas français, une synthèse de la plupart des travaux réalisés jusqu'à la fin des années 1990 a été effectuée par Bommier, Magnac et Roger (2001a)⁽³⁾.

Il s'agit, dans ce type d'approche, d'étudier comment les dispositifs de retraites déterminent les âges de sortie définitive d'activité des seniors. Le rôle primordial des comportements d'offre de travail sur les sorties d'activité est fréquemment invoqué du fait de la capacité des modèles correspondants à bien expliquer certaines observations, notamment les « pics » de sortie d'activité aux âges « charnières » du système de retraite (par exemple, 60 ans en France).

3 On pourra se reporter à cette référence, ainsi qu'à Bommier, Magnac et Roger (2001b) et Behaghel (2004), pour des revues de littérature très riches des nombreux travaux sur l'emploi et l'activité des seniors déjà publiés dans la littérature française et internationale. On pourra également se reporter aux rapports publiés récemment par divers organismes publics. A titre d'exemple, on peut mentionner les rapports Taddei (2000) et d'Autume, Betbèze et Hairault (2005) du conseil d'analyse économique, plusieurs rapports du conseil d'orientation des retraites (COR, 2001, 2004 et 2007), le rapport Quintreau (2001) du conseil économique et social, le rapport de l'OCDE (2005).

Les comportements d'offre de travail ne suffisent pas cependant à expliquer, à eux seuls, toutes les observations sur le fonctionnement du marché du travail des seniors. Ainsi, on voit mal comment les incitations produites par les systèmes de retrait d'activité pourraient expliquer certains faits stylisés, comme la longue durée des périodes de chômage qui s'observe chez les seniors (Bommier et al., 2001a) ou bien la rareté des transitions du non-emploi vers l'emploi après 55 ans (Aubert, Blanchet et Blau, 2005).

Les observations précédentes soulignent l'importance que peuvent revêtir les comportements de *demande de travail* pour expliquer le faible emploi des seniors, même si, historiquement, cet aspect a été bien moins étudié que l'offre de travail dans la littérature économique.

Au-delà des faits stylisés cités précédemment, l'idée et le souci d'une « moindre » demande de travailleurs âgés de la part des entreprises correspond à une certaine évidence sociologique. De nombreux chefs d'entreprise se déclarent ainsi réticents à embaucher des salariés âgés, alors même qu'ils font face à des difficultés de recrutement (Richet-Mastain, 2003). De nombreux dirigeants ont également une image assez négative des performances économiques des salariés les plus âgés (Monso et Tomasini, 2003). Récemment, une étude de l'observatoire des discriminations (2006), présentant les résultats d'une étude par *testing*⁽⁴⁾, citait l'âge comme premier critère de discrimination à l'embauche, devant le sexe ou l'origine.

De manière plus fondamentale, les interrogations sur le rôle de la demande de travail des entreprises dans le faible taux d'emploi des seniors reflètent une inquiétude politique, que l'on pourrait formuler ainsi : pour faire remonter le taux d'emploi des seniors, suffit-il de jouer sur les incitations au retrait d'activité (en décalant l'âge de la retraite, ou en jouant sur la durée de cotisation pour bénéficier d'une

4 Cette méthode consiste à envoyer à des recruteurs un grand nombre de curriculum vitae ne différant que selon quelques critères observables (âge, sexe, handicap, origine, etc.), et à comparer la fréquence des réponses favorables selon ces critères.

retraite à taux plein), c'est-à-dire sur la seule offre de travail ? De telles réformes peuvent-elles atteindre leur but, ou se traduiraient-elles au contraire par un chômage massif après 50 ans, qui ne réglerait en rien les problèmes liés au vieillissement de la population ?

L'objet de cette thèse est l'étude des caractéristiques de la demande de travail adressée aux seniors. Au préalable, il convient de préciser les termes de cette question et s'interroger sur l'objet étudié lui-même : qu'est ce qu'un « senior » et est-il pertinent de s'intéresser à cette catégorie ? Comment analyser et qu'attendre de la « demande de travail » qui leur est « adressée » ?

3 Questions de méthode

Jusqu'ici, nous avons parlé de « salariés âgés » ou de « seniors », en prenant la pertinence de cette catégorie comme acquise, mais sans définir à partir de quel âge on devient « senior ». L'intérêt de cette catégorie de seniors est bien sûr évidente en tant que groupe social : elle intéresse le politique en tant que telle. Elle est généralement perçue comme une catégorie pertinente sans provoquer de remise en cause particulière. La limite pour être senior est souvent fixée à 50 ou 55 ans, mais ce choix habituel reste une convention. En ce qui concerne la problématique de cette thèse, la question est cependant de savoir si la catégorie de senior est bien pertinente du point de vue de l'employeur. En d'autres termes, a-t-on raison de penser que l'âge est bien pris en compte en tant que tel dans les décisions d'embauche et de licenciements, mais également pour tous les aspects liés à la relation d'emploi (formation, salaire, etc.) ?

L'âge traduit directement le vieillissement de l'individu, donc l'évolution avec le temps de ses caractéristiques physiologiques et psychologiques. Ces caractéristiques jouent sur la productivité des salariés et sont donc essentielles du point de vue de la demande de travail. L'âge intervient aussi directement dans la demande de travail puisque c'est par rapport à lui que sont définis certains

dispositifs institutionnels. Le paiement de la contribution Delalande, qui augmente les coûts de licenciements, se fait pour les salariés de 50 ans et plus. L'accès aux divers dispositifs de sortie d'activité (préretraites, dispense de recherche d'emploi, retraite), et donc la possibilité pour les entreprises de se séparer de certains salariés *via* ces dispositifs, est également conditionnée à des critères d'âge : 55 ans pour la plupart des dispositifs de préretraite, 57 ans et demi pour le chômage en dispense de recherche d'emploi (DRE).

Derrière l'âge, ce sont aussi parfois d'autres caractéristiques fortement corrélées à l'âge qui sont en réalité pertinentes. Le rôle de l'âge ne doit ainsi pas être confondu avec celui de la *génération* (parfois appelée *cohorte*). A une date donnée, on ne peut pas dissocier ce qui est lié à l'un ou à l'autre mais, sur une perspective de plus long terme, les différences sont évidentes : les effets de génération « suivent » les salariés nés une année donnée, au fur et à mesure de leur vieillissement, alors que les effets d'âge se retrouvent toujours au même moment du cycle de vie, quelle que soit l'année de naissance. Ainsi, les niveaux d'éducation, liés au contenu des formations initiales, et les effets de carrière, liés à l'état de la conjoncture économique aux divers moments de la vie active des personnes, traduisent des effets de génération, plutôt que des effets d'âge proprement dit.

Par ailleurs, les durées depuis certaines transitions sur le marché du travail sont parfois plus pertinentes que l'âge, c'est-à-dire la durée depuis la naissance. C'est ainsi plutôt l'*expérience*, en d'autres termes la durée depuis l'entrée sur le marché du travail, qui détermine l'accumulation de capital humain général, source importante de productivité des salariés. Pour certains aspects, c'est l'*ancienneté*, c'est-à-dire le nombre d'années passées dans l'entreprise, qui peut jouer. L'ancienneté traduit l'accumulation de capital humain spécifique à l'entreprise par les salariés. Elle peut également jouer *via* des spécificités « institutionnelles », certaines entreprises ayant des grilles de salaires selon l'ancienneté. A l'inverse, c'est parfois l'*horizon d'activité*, c'est-à-dire le nombre d'années prévu avant la sortie définitive d'activité, qui peut être pertinent. Cet horizon peut par exemple déterminer la

formation que l'entreprise pourra fournir au salarié, puisqu'il détermine le retour que l'entreprise pourra tirer de cet « investissement ».

La connaissance des mécanismes, c'est-à-dire des facteurs par lesquels la demande de travail varie selon l'âge, est primordiale dans une perspective de politique économique. Selon le mécanisme qui entre réellement en jeu, l'impact des politiques sur l'activité des seniors sera différent. Une modification de l'âge de départ en retraite n'aura ainsi pas le même effet selon que c'est véritablement l'âge, ou bien l'ancienneté ou l'horizon d'activité, qui est pris en compte par les entreprises.

Ces remarques ne remettent pas en cause l'étude de la demande de travail selon l'âge. Même si c'est parfois une autre dimension qui est, en pratique, prise en compte par les entreprises, ces autres dimensions (expérience, génération, horizon d'activité) restent et resteront par nature quasiment colinéaires avec l'âge. Du fait de cette forte corrélation, l'impact d'une longue expérience, d'une longue ancienneté ou d'un faible horizon d'activité sur la demande de travail se traduit bien comme un impact sur l'âge. Ce sont bien les salariés « âgés » qui sont massivement touchés par les décisions des entreprises. Il est donc bien pertinent de s'intéresser à l'âge comme un facteur de demande de travail et, dans toute la suite, c'est en ces termes que l'on raisonnera. On évitera cependant un angle d'analyse trop contraint, en ne fixant pas par avance une limite d'âge arbitraire, à partir duquel tous les salariés seraient considérés indistinctement comme des « seniors ». Autant que possible, on essaiera au contraire de distinguer le plus finement les situations, en séparant dans la plupart des cas l'analyse par classe d'âge quinquennal.

Une seconde question fondamentale est celle de l'approche choisie pour analyser la « demande de travailleurs âgés ». Comment appréhender et analyser cette demande de travail ?

Dans le débat public, la question de l'emploi des seniors est souvent posée en invoquant une « moindre » ou « faible » demande de travailleurs seniors de la part des entreprises. Implicitement,

cette formulation se réfère à des indicateurs (tels que le taux d'emploi, les taux de transition vers l'emploi, les parts dans les niveaux ou les flux de main-d'œuvre, etc.) dont on juge le niveau « trop » faible. Cette approche se place donc dans un cadre *normatif* : elle conduit implicitement à considérer qu'il existe un « bon » niveau pour le taux d'emploi des seniors, ainsi que pour les autres indicateurs cités précédemment, et à se demander quel est ce « bon » niveau. Cette approche conduit néanmoins à se focaliser sur des questions qui dépassent la seule compréhension des mécanismes de la demande de travailleurs âgés et, dans cette thèse, nous adoptons plutôt une démarche *positive*.

L'approche normative pose en effet immédiatement la question du *contrefactuel* pertinent : comment, et au nom de quoi, définir les niveaux « préférables » pour les caractéristiques de l'emploi des seniors ? On note tout de suite que cette question dépasse le cadre d'analyse de la seule demande de travail : elle porte en fait sur l'équilibre du marché du travail, donc à la fois sur les déterminants de la demande de travail des entreprises et sur les préférences des individus, qui façonnent l'offre de travail. De plus, les dimensions à considérer sont en fait multiples. Du point de vue du régulateur, la normativité peut par exemple se poser en termes d'équilibre macroéconomique : le « bon » taux d'emploi des seniors serait celui qui permettrait d'équilibrer les transferts sociaux entre actifs occupés et inactifs. Plus généralement, la question pourrait se poser en termes d'attente qu'on aurait sur le fonctionnement du marché du travail : peut-on, et doit-on, attendre un certain niveau pour les parts des seniors dans l'emploi ou les flux de main-d'œuvre, au nom d'une idée *a priori* sur le « bon » fonctionnement du marché du travail ?

Deux raisons nous poussent à répondre négativement à cette question, du moins en ce qui concerne le choix pour la démarche de cette thèse. D'une part, elle ne pourrait être convenablement traitée que par une analyse exhaustive, difficilement réalisable. Une approche normative n'aurait d'intérêt, en termes, par exemple, de préconisations de politique économique, que poussée à un niveau très fin. On ne peut en effet se contenter de chercher à définir le « bon » niveau pour le taux ou la part dans l'emploi des seniors, parce que cela ne suffit pas, généralement, pour élaborer les instruments de politique

économique qui permettent d'atteindre ces niveaux. Ce dernier exercice impose de se poser également la question des « bons » niveaux pour chacun des fondamentaux de la demande de travail par les entreprises, par exemple les coûts salariaux et efforts de formation.

D'autre part, la définition d'une « norme » attendue pour les caractéristiques de l'emploi des seniors est très difficile si l'on reconnaît le fait qu'il s'agit d'un groupe particulier, qui n'est pas directement comparable aux autres salariés. Imaginons en effet que, pour définir la part dans l'emploi ou le taux d'emploi « attendus » des seniors, on tente de les comparer aux autres classes d'âge. Cela reviendrait à aborder la demande de travailleurs âgés uniquement comme un problème de discrimination. On considérerait ainsi que « toutes choses égales par ailleurs », c'est-à-dire en contrôlant un ensemble de déterminants objectifs, un senior devrait, par exemple, être aussi souvent embauché ou licencié qu'un salarié plus jeune. Toute différence résiduelle serait imputée à une discrimination selon l'âge, sur laquelle devrait se concentrer l'action des pouvoirs publics. Cette approche ne nous paraît pas satisfaisante, et nous l'écartons pour trois raisons. Premièrement, la comparaison entre seniors et salariés plus jeunes est très difficile, du fait des grandes différences dans les comportements d'offre de travail. On n'observe jamais que l'équilibre du marché du travail, et il nous semble impossible de contrôler tous les aspects de l'offre du travail au point de pouvoir imputer les observations restantes uniquement aux aspects de demandes. Deuxièmement, il est impossible de comparer jeunes et seniors dans une situation qui soit totalement « toutes choses égales par ailleurs » : un jeune n'aura, par exemple, jamais une expérience du marché du travail ou un horizon d'activité comparable à ceux d'un senior. Cela veut dire, d'une part, que la « neutralisation » des différences entre classes d'âge se réfère à une situation théorique, pas forcément pertinente. Cela implique, d'autre part, qu'il est illusoire d'espérer contrôler tous les déterminants objectifs, condition nécessaire si l'on veut imputer les différences restantes à une discrimination, dont on pourrait juger qu'elle ne devrait pas avoir lieu. Troisièmement, compte tenu du stade relativement peu développé de la littérature actuelle sur la demande de travail par âge, il nous semble plus important de nous intéresser à ses principaux déterminants (les « déterminants objectifs » cités plus haut), compétences et coûts salariaux des

seniors, plutôt qu'aux différences résiduelles entre classes d'âge qui subsistent une fois les principaux déterminants pris en compte.

Dans cette thèse, nous choisissons donc une approche *positive*. Nous cherchons à savoir dans quelle mesure et par quels mécanismes des facteurs tels que le salaire ou la productivité jouent sur la demande de travailleurs âgés des entreprises. En d'autres termes, nous étudions l'impact de ces déterminants sur la part dans l'emploi ou dans les flux de main-d'œuvre des seniors, sans chercher à définir quelles devraient, d'un point de vue normatif, être ces parts. Nous ne cherchons pas à comparer salariés âgés et plus jeunes, sans trop savoir à quelles différences ou similarités il faudrait s'attendre : nous étudions en revanche comment les caractéristiques d'emploi des seniors diffèrent selon les caractéristiques de leurs employeurs. Nous nous plaçons pour cela dans un cadre microéconomique : l'impact des différents déterminants de la demande de travail est identifié à partir de la grande variabilité de ces déterminants parmi les établissements. Les différences entre établissements concernant la technologie, l'organisation du travail ou la politique salariale sont soit observées directement, soit reliées aux différences entre secteurs et tailles des établissements.

Notons que cette approche, même si elle ne rentre pas dans une discussion normative, n'empêche pas de formuler, dans un deuxième temps, des préconisations de politique économique. Par exemple, selon qu'on identifie que les principaux mécanismes de demande de travail font intervenir les coûts salariaux, la productivité ou l'horizon d'activité, on pourra mieux prévoir l'impact et la nécessité de mesures touchant aux rigidités salariales, à la formation des seniors ou à l'âge de retrait d'activité.

4 La démarche de la thèse

Notre but ici est d'éclairer certains aspects, les plus importants, de la demande de travail des entreprises par classe d'âge, sur la base d'analyses ciblées. Au premier rang des déterminants

envisagés par la plupart des auteurs figurent le coût salarial et la productivité. La croissance des salaires avec l'âge est en effet un fait stylisé extrêmement robuste et bien documenté dans la littérature économique. Ce résultat empirique alimente l'idée que les salaires des seniors seraient « trop » élevés. Ces salaires élevés pourraient ainsi être un « obstacle » à leur emploi, dans la mesure où ils ne seraient pas compensés par une productivité aussi élevée. La problématique du salaire et de la productivité des seniors, ainsi que des relations entre ces deux grandeurs, sera le fil directeur de cette thèse.

Le **chapitre 1** montre comment aborder la question de la demande de travail pour les seniors. Nous comparons la situation de ces salariés dans les différents secteurs, ainsi que dans des établissements de différentes tailles. Nous mettons notamment en évidence l'importance des facteurs dynamiques, qui font que des indicateurs simples, tels que les parts dans l'emploi des classes d'âge, ne suffisent pas à elles seules à caractériser une demande de travail plus ou moins faible. En effet, ces parts résultent de la démographie propre des secteurs, ainsi que des évolutions générales de l'emploi, tout autant que de substitutions « statiques » entre classes d'âge.

Le **chapitre 2** porte sur les profils de salaire selon l'âge et le lien entre salaire et emploi. Le constat empirique selon lequel les salaires sont croissants avec l'âge est affiné et confronté aux différents modèles théoriques de formation du salaire. Peut-on décomposer l'influence des divers mécanismes à partir des profils de salaire observés ? Peut-on mettre en lumière certains aspects, tels que l'existence de rigidités salariales ? Le chapitre 2 analyse également le lien emploi – salaire de manière empirique, en testant l'idée selon laquelle les seniors seraient ou non moins nombreux, moins souvent embauchés et/ou sortiraient plus souvent de l'emploi dans les établissements où ils sont le mieux payés, relativement aux plus jeunes. Les résultats nuancent l'idée que les salaires des seniors seraient un « obstacle » à leur emploi : on n'observe pas nettement de rigidité des salaires des seniors et l'emploi des seniors n'est pas plus faible dans les établissements où ils sont relativement plus payés.

L'analyse empirique du seul salaire, pas plus que celle du lien entre salaire et emploi, ne suffit cependant à répondre à la question fondamentale de l'adéquation, ou de l'inadéquation, entre coût salarial et productivité. Il s'agit pourtant là d'une question déterminante pour expliquer la demande de travail des entreprises. Elle fait l'objet du **chapitre 3**. Nous estimons directement le profil d'évolution de la productivité selon l'âge, en étudiant comment les différentes classes d'âge contribuent à la productivité moyenne de leur entreprise. Les résultats confirment l'idée qu'il n'existerait pas un problème général de coût salarial « trop » élevé des seniors : le profil de la productivité selon l'âge est similaire à celui du coût salarial, du moins avant 55 ans.

Les analyses conduites dans ces trois premiers chapitres concernent néanmoins les seuls seniors en emploi. Elles ne permettent pas totalement d'écarter l'idée d'une faible productivité de certains seniors, qui auraient été évincés prématurément du marché du travail. Le résultat général établi dans le chapitre 3 ne permet pas non plus d'exclure que l'emploi des seniors pourrait être fragilisé dans certains secteurs ou dans certains types d'entreprise. Le **chapitre 4** poursuit donc l'analyse en s'intéressant à l'impact des nouvelles technologies et des changements organisationnels sur la demande de travailleurs âgés par les entreprises. Il montre que la part dans l'emploi serait plus faible et les flux d'emploi plus défavorables aux salariés « âgés », parfois dès 40 ans, dans les établissements qui utilisent ces innovations.

Chapitre 1

La situation des salariés âgés

du secteur privé

1 Introduction

En 2000, les quinquagénaires représentaient un cinquième de la main-d'œuvre totale en France ⁽⁵⁾. Cette part est de surcroît en forte augmentation depuis 1995, du fait du vieillissement de la population, et notamment de l'arrivée dans ces tranches d'âge des générations nées à l'époque du « *baby-boom* ».

Cette observation ne permet pas à elle seule d'en tirer une quelconque conclusion sur la demande de travailleurs quinquagénaires par les entreprises. L'analyse de la demande de travail selon l'âge des salariés est une question complexe, dans la mesure où cette dimension ne peut pas s'analyser de la même façon que d'autres caractéristiques plus « statiques » des salariés, telles que le sexe ou le niveau

5 Ce chapitre synthétise plusieurs travaux menés entre 2002 et 2004, portant sur la situation des salariés âgés au tournant du millénaire. Par souci d'homogénéité, les divers résultats portent tous sur l'année 2000.

de formation initiale. La problématique de l'âge de la main-d'œuvre est en effet par nature dynamique, du fait du vieillissement des salariés.

Dans ce premier chapitre, nous dressons un panorama de la situation des travailleurs âgés sur le marché du travail en France afin, d'une part, d'illustrer les principaux aspects de l'emploi des seniors et, d'autre part, de mettre à jour quelques grandes caractéristiques de la demande de travail par âge des entreprises, selon leurs caractéristiques de secteur d'activité, de taille ou d'âge. L'analyse est ici descriptive au niveau macro-économique. Elle constitue un préalable nécessaire à l'analyse de certains aspects fondamentaux de la demande de travail par âge dans les chapitres qui suivent : coût salarial, productivité, complémentarité entre âge de la main-d'œuvre et technologie des entreprises.

On se restreint intentionnellement aux salariés de 50 à 59 ans, en excluant du champ de l'étude les salariés ayant dépassé l'âge légal de départ à la retraite de 60 ans. Ces derniers sont en effet peu nombreux et très particuliers, au sens où il s'agit souvent de très qualifiés. Le fait qu'ils soient présents ou non dans un établissement traduit beaucoup plus des aspects d'offre que de demande de travail. On distingue aussi les 50-54 ans et les 55-59 ans. Cette distinction se justifie d'une part par des motifs démographiques : les 50-54 ans en 2000 sont issus des premières cohortes du *baby-boom*, nées à partir de 1946. L'âge de 55 ans représente d'autre part un seuil important pour des raisons institutionnelles : c'est l'âge minimal pour prétendre à un certain nombre de systèmes de retrait anticipé d'activité (préretraite, chômage avec dispense de recherche d'emploi).

Le plan du chapitre est le suivant. La première section décrit la répartition des seniors dans les entreprises et les établissements, selon diverses caractéristiques de ces derniers (secteur, taille, âge, etc.) La seconde section porte sur les caractéristiques des postes occupés par les seniors, en terme de qualification et de recours au temps partiel. On se place ensuite dans une perspective dynamique. La troisième section étudie l'évolution de la part des seniors entre 1995 et 2000, en essayant notamment

d'isoler l'effet du vieillissement des autres facteurs. Enfin, la quatrième section tente d'inférer quelques premières grandes caractéristiques de la demande de travail pour les quinquagénaires.

2 Les quinquagénaires dans l'emploi salarié privé

Les quinquagénaires ne se répartissent pas dans l'emploi de la même manière que leurs cadets. Ils sont moins souvent salariés et travaillent plus souvent dans le secteur public. En 2000, la tranche d'âge de 50 à 59 ans représente ainsi, en moyenne, 20,1 % de l'ensemble des actifs occupés, mais 29,8 % des non-salariés, 22,4 % des salariés de l'État et des collectivités territoriales, 21,5 % des entreprises publiques et 17,3 % des salariés du privé ⁽⁶⁾.

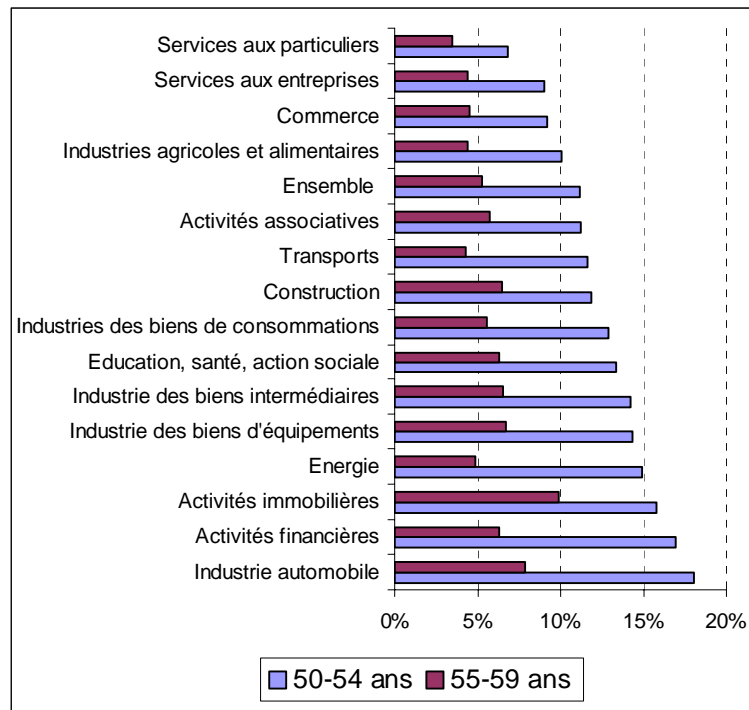
L'étude de l'emploi selon l'âge dans le public relève d'une problématique particulière. Les fonctionnaires réalisent généralement des carrières longues dans la fonction publique. Le poids des classes d'âge dans l'emploi y dépend principalement de l'historique des campagnes de recrutements, plutôt que de facteurs contemporains de demande de travail. De même, la structure par âge des indépendants relève plutôt d'effets d'offre de travail, et nécessite une analyse à part. Dans tout ce qui suit, on se restreint de ce fait aux salariés du secteur privé, afin de s'intéresser aux caractéristiques de la demande de travail des entreprises pour les salariés âgés. Les DADS, décrites en annexe, sont notre source principale de données pour cette analyse.

6 Ces résultats sont issus des données de l'Enquête Emploi de mars 2000. Ils sont un peu différents de ceux issus des DADS présentés ensuite, puisqu'il s'agit de pourcentages du nombre total d'individus, et non du nombre total de jours travaillés (cf. annexe pour la présentation des données).

2.1 Une répartition plus hétérogène par secteur que par taille d'établissement

Au sein même de l'emploi salarié du secteur privé, les différentes classes d'âge ne se répartissent pas de manière identique. Les quinquagénaires sont notamment surreprésentés dans la plupart des secteurs industriels (cf. figure 1.1), ainsi que dans certains secteurs des services, comme la finance, les activités immobilières, ou la santé-éducation. Ils sont, en revanche, sous-représentés dans le commerce et les secteurs des services aux particuliers ou aux entreprises. Cette répartition concerne aussi bien les salariés de 55 à 59 ans que ceux de 50-54 ans. Les secteurs où ces deux classes d'âge sont les plus nombreuses sont globalement les mêmes ⁽⁷⁾.

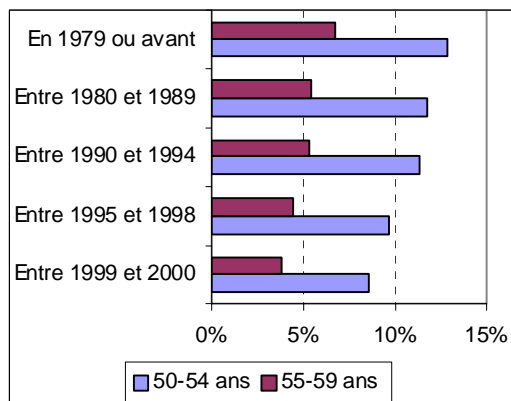
7 Le secteur « Énergie » semble constituer une exception, puisqu'il compte une forte proportion de 50-54 ans et une faible proportion de 55-59 ans. Ce contraste résulte néanmoins du poids de quelques gros établissements appartenant à des entreprises nationales, en premier lieu EDF et GDF. Si on exclut ces grandes entreprises nationales (GEN), la proportion des 50-54 et 55-59 ans dans le secteur de l'énergie est respectivement de 15,9 % et 8,1 %, ce qui dans les deux cas le place parmi les secteurs où les quinquagénaires sont les plus nombreux.

Figure 1.1 : Part des quinquagénaires dans l'emploi par secteur

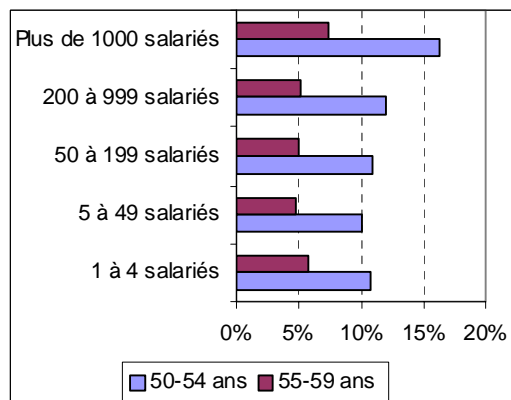
Lecture : les secteurs sont ordonnés de haut en bas par proportion croissante des 50-54 ans dans l'emploi. Le poids de cette classe d'âge est le plus élevé dans l'industrie automobile et le plus faible dans les services aux particuliers.

Source : DADS, 2000.

Les salariés de plus de 50 ans sont également surreprésentés dans les établissements les plus anciens (cf. figure 1.2). À l'exception des très petits établissements, la part des 50-54 ans et des 55-59 ans dans l'emploi est, par ailleurs, d'autant plus élevée que la taille de l'établissement est grande (cf. figure 1.3). La différence d'une catégorie de taille à l'autre est cependant assez faible, sauf pour les très grands établissements, où la proportion de quinquagénaires est nettement plus élevée.

Figure 1.2 : Poids des quinquagénaires selon l'année de création de l'établissement

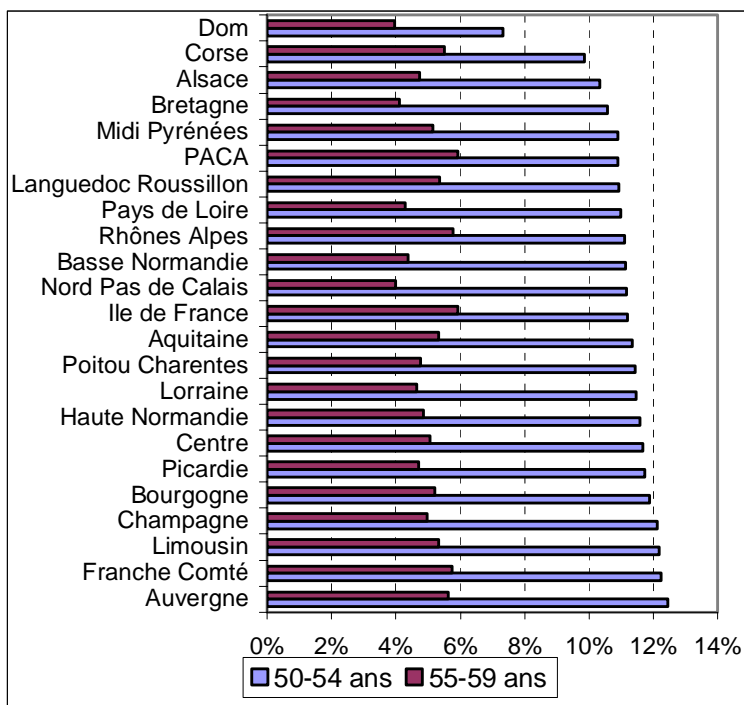
Source : DADS, 2000.

Figure 1.3 : Poids des quinquagénaires selon la taille de l'établissement

Source : DADS, 2000.

D'un point de vue géographique, le poids des quinquagénaires dans l'emploi varie peu d'une région à l'autre. Les départements d'Outre-Mer, et dans une moindre mesure la Corse, se distinguent des autres régions par une faible part des 50-54 ans dans l'emploi du secteur privé. À ces deux exceptions près, l'amplitude entre la part des 50-54 ans ou des 55-59 ans entre la région où ils sont le plus nombreux et celle où ils le sont le moins ne dépasse jamais deux points de pourcentage (cf. figure 1.4).

Figure 1.4: Poids des quinquagénaires par région



Lecture : les régions sont ordonnées de haut en bas par part des 50-54 ans dans l'emploi croissante.
 Source : DADS, 2000.

2.2 Des résultats restant vérifiés « toutes choses égales par ailleurs »

Ces répartitions ne sont, bien sûr, pas indépendantes. Certains secteurs sont caractérisés par des établissements plus anciens et plus grands que d'autres. De même, le poids du secteur tertiaire ou de l'industrie n'est pas identique d'une région à l'autre. Afin de séparer l'influence de ces diverses caractéristiques sur la part des quinquagénaires dans l'emploi, on régresse cette part sur les différentes caractéristiques des établissements, par exemple :

$$\left(\frac{L^{age}}{L^{total}} \right)_i = \sum_j \alpha_j \cdot 1_{carac(i)} + \varepsilon_i$$

La variable dépendante est la part de la catégorie d'âge considérée dans l'emploi (les effectifs L étant exprimés en équivalent année-travail, c'est-à-dire pondérés par le nombre de jours travaillés dans

l'année), et les régresseurs sont une série d'indicateurs de secteur, de taille, d'âge et de région de l'établissement *i*. Afin de contrôler d'autres différences éventuelles entre établissements, on ajoute la part des femmes dans les effectifs totaux, ainsi que le statut de l'entreprise correspondante (entreprise unipersonnelle, association, entreprise nationale, société).

Cette analyse est effectuée en considérant l'ensemble des salariés des établissements, mais aussi en séparant les salariés occupant des postes non qualifiés, qualifiés ou très qualifiés (cf. résultats complets dans le tableau A de l'annexe 2)

Cette analyse « toutes choses égales par ailleurs » confirme globalement les résultats précédents (cf. tableau 1.1). Les établissements les plus grands et les plus anciens se caractérisent par une proportion élevée de salariés quinquagénaires, même lorsqu'on contrôle du secteur et de la localisation de ces établissements. La prise en compte des caractéristiques des établissements relativise cependant certains résultats selon les secteurs. Ainsi, l'industrie automobile ou les services aux entreprises ont une proportion de quinquagénaires dans leurs effectifs respectivement très forte et très faible, mais ils ne se distinguent pas, en fait, de la moyenne des secteurs si l'on prend en compte les spécificités des établissements qui les composent. Pour d'autres secteurs, l'analyse « toutes choses égales par ailleurs » confirme néanmoins les résultats bruts. Les salariés de 50-59 ans sont très nombreux dans les activités immobilières, l'énergie ou la santé-éducation, même si l'on tient compte des caractéristiques des établissements de ces secteurs. Ils sont, en revanche, peu nombreux dans la construction, l'industrie agroalimentaire ou les services aux particuliers.

Tableau 1.1 : Décomposition toutes choses égales par ailleurs des poids des quinquagénaires dans l'emploi des établissements

Coefficients multipliés par 100

Variable	Toutes qualifications confondues			
	50-54 ans		55-59 ans	
	Param	Stde	Param	Stde
Constante	15,6	(0,83)	10,22	(0,65)
Secteur non renseigné	-0,63	(1,02)	-0,24	(0,80)
Industries agroalimentaires	-1,4	(0,11)	-0,36	(0,09)
Industries des biens de consommation	1,23	(0,12)	0,66	(0,10)
Industrie automobile	0,95	(0,48)	0,56	(0,37)
Industrie des biens d'équipement	1	(0,13)	0,31	(0,10)
Industrie des biens intermédiaires	1,91	(0,11)	1,15	(0,09)
Énergie	4,47	(0,45)	1,59	(0,35)
Commerce	0,04	(0,07)	0,39	(0,05)
Transports	0,82	(0,11)	0,26	(0,09)
Activités financières	3,47	(0,12)	-0,02	(0,09)
Activités immobilières	6,14	(0,10)	5,94	(0,08)
Services aux entreprises	0,64	(0,08)	0,54	(0,06)
Services aux particuliers	-3,04	(0,08)	-1,55	(0,06)
Éducation, santé, action sociale	1,98	(0,10)	0,95	(0,07)
Activités associatives	-0,02	(0,14)	-0,09	(0,11)
Construction	0	référence	0	référence
1 à 4 salariés	-0,48	(0,83)	-0,1	(0,64)
5 à 49 salariés	-2,7	(0,82)	-2,08	(0,64)
50 à 199 salariés	-2,93	(0,83)	-2,7	(0,65)
200 à 999 salariés	-2,72	(0,86)	-2,71	(0,67)
Plus de 1 000 salariés	0	référence	0	référence
Inconnu	0,86	(0,11)	-0,04	(0,08)
Entre 1999 et 2000	-5,63	(0,08)	-4,87	(0,07)
Entre 1995 et 1998	-4,31	(0,08)	-3,65	(0,06)
Entre 1990 et 1994	-3,11	(0,08)	-2,65	(0,06)
Entre 1980 et 1989	-1,84	(0,08)	-1,72	(0,07)
En 1979 ou avant	0	référence	0	référence
Nombre d'observations	1 426 373		838 521	
R ²	0,03		0,03	

Note : régression par les moindres carrés ordinaires de la part de quinquagénaires (50-54 ans ou 55-59 ans) dans l'emploi, toutes catégories de qualification confondues. Autres variables explicatives : région, type d'entreprise (association, GEN, entreprise individuelle, etc.), part des femmes dans l'emploi. Les coefficients correspondants à ces autres variables explicatives, ainsi que les résultats des autres spécifications (analyse séparée selon la catégorie de qualification) sont présentés dans le tableau A de l'annexe 2.

Champ : Établissements des secteurs privés et semi-public (hors agriculture et fonctions publiques)

Source : DADS, 2000.

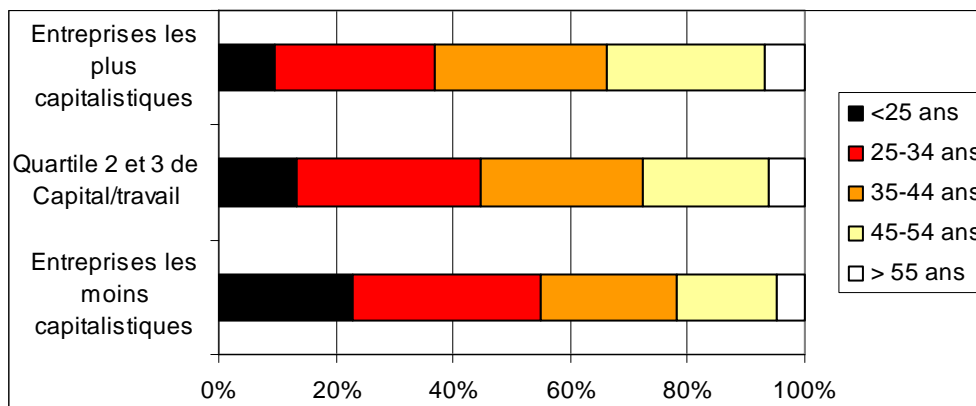
2.3 Des seniors plus nombreux dans les entreprises les plus productives ...

La figure 1.2 illustre le fait que les quinquagénaires sont plus nombreux dans les établissements les plus anciens. C'est également le cas si on s'intéresse aux entreprises et non aux établissements (Aubert et Crépon, 2003a). 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. La forte corrélation entre âge de l'entreprise et part des salariés seniors est ainsi une conséquence de l'influence de l'historique des embauches et licenciements d'une entreprise sur la structure de sa main-d'œuvre.

Cette corrélation 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 de salariés âgés dans les entreprises de grande taille et fortement capitalistiques⁽⁸⁾ (cf. figure 1.5).

8 Cette observation doit néanmoins être nuancée : le capital est souvent plus ancien, et donc moins productif, dans les entreprises plus anciennes, où les salariés âgés sont nombreux.

Figure 1.5 : Pyramide des âges et intensité capitalistique



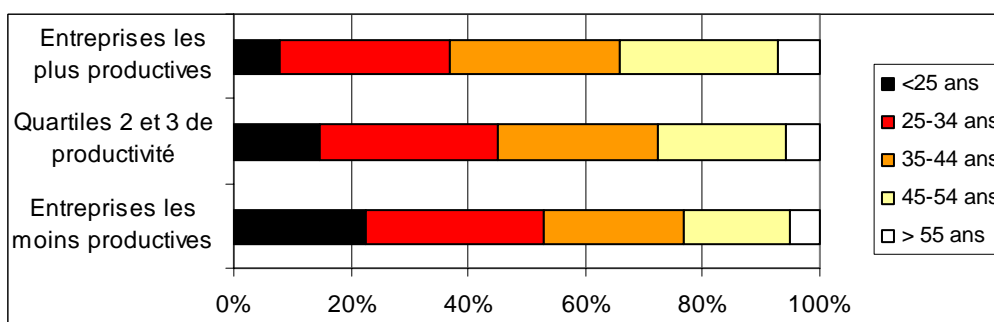
Note : La pyramide des âges dans les effectifs des entreprises est calculée en équivalent année-travail : il s'agit donc du poids de chaque classe d'âge dans le total des jours travaillés.

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, appariement DADS-BRN, hors « Administration », 2000 (cf. chapitre 3).

La valeur ajoutée par employé est, en moyenne, plus élevée dans ces entreprises que dans les entreprises petites et peu capitalistiques. On observe donc également une part plus élevée de salariés âgés dans les entreprises ayant la plus forte productivité apparente du travail (cf. figure 1.6).

Figure 1.6 : Pyramide des âges et productivité apparente du travail



Note : La pyramide des âges dans les effectifs des entreprises est calculée en équivalent année-travail : il s'agit donc du poids de chaque classe d'âge dans le total des jours travaillés.

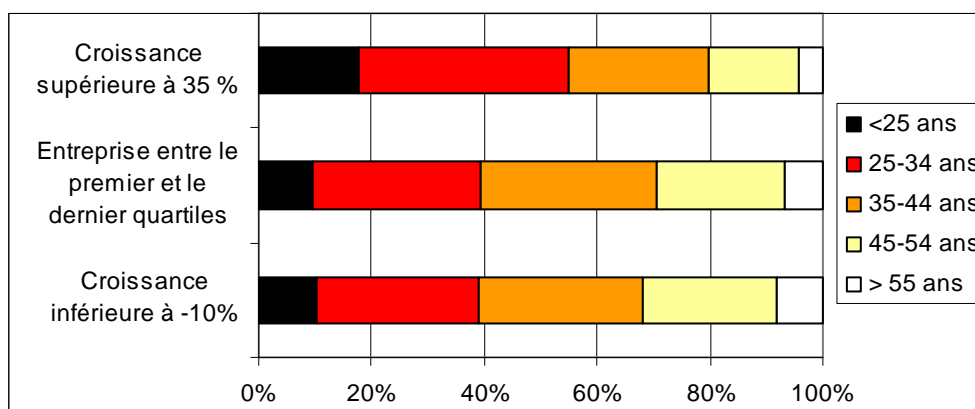
Lecture : la productivité désigne le quotient de la valeur ajoutée sur l'effectif. Les « entreprises les plus productives » désignent les 25 % d'entreprises pour lesquelles ce quotient est le plus élevé, les « entreprises les moins productives » sont les 25 % d'entreprises pour lesquelles il est le plus 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, appariement DADS-BRN, hors « Administration », 2000 (cf. chapitre 3).

2.4 ... mais moins nombreux dans les firmes en croissance

De manière statique en 2000, la répartition hétérogène des catégories d'âge d'une entreprise à l'autre semble donc « favorable » aux plus âgés, au sens où ces derniers sont plus souvent dans des entreprises plus productives. En revanche, en évolution, les entreprises en expansion ont une main-d'œuvre en moyenne plus jeune 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. figure 1.7).

Figure 1.7 : 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, appariement DADS-BRN hors « Administration » (cf. chapitre 3). Les parts des âges sont prises en 1995.

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.

L'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. A titre d'illustration, le tableau 1.2 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 1994-2000. Ces corrélations « intra-entreprises » traduisent 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 ⁽⁹⁾. 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 plus âgés.

9 Cette observation peut néanmoins être nuancée du fait des systèmes de préretraite. Il peut parfois être plus facile pour une entreprise et mieux accepté par les salariés de réduire les effectifs *via* un plan de préretraite n'affectant que les seniors que *via* un plan de licenciement touchant toutes les classes d'âge.

Tableau 1.2 : Corrélations entre niveaux de l'emploi et poids des classes d'âge dans les effectifs dans la dimension « intra-entreprise » (en écart à leur niveau habituel sur la période 1994-2000)

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 (<i>0,886</i>)	- 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 (<i>0,017</i>)
55-59 ans	- 0.007 (<i>0,002</i>)	- 0.004 (<i>0,058</i>)	- 0.009 (<i>0,001</i>)
60 ans et plus	0.019 (<i>< 0,0001</i>)	0.024 (<i>< 0,0001</i>)	0.005 (<i>0,0453</i>)

Note : Toutes les variables sont mesurées, pour chaque année, en écart à leur moyenne pour l'entreprise sur l'ensemble de la période (dimension « intra-entreprise »).

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. 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.

Champ : entreprises de 5 salariés et plus, pérennes sur la période 1994-2000, hors secteurs de la pêche, de l'énergie, de la construction, de la finance et des administrations.

Source : appariement DADS-BRN (l'échantillon utilisé est décrit au chapitre 3. Il contient 24 058 entreprises dans l'industrie, 28 690 dans le commerce, 19 764 dans les services)

3 Les quinquagénaires occupent des postes spécifiques

De même que pour leur répartition sectorielle, les salariés quinquagénaires ne sont pas directement comparables à leurs cadets en ce qui concerne la nature des postes qu'ils occupent. Les conditions d'emploi ne sont, par exemple, pas les mêmes pour les salariés « âgés » et pour les salariés « jeunes ».

Il est donc difficile d'étudier la situation spécifique de l'emploi des 50-59 ans sans prendre en compte la spécificité des postes qu'ils occupent, notamment la qualification et le recours au temps partiel.

La question, centrale, du salaire est l'objet du chapitre 2. Elle n'est donc pas développée ici. Deux autres aspects fondamentaux qui pourraient expliquer, en partie, les différences entre salariés âgés et salariés plus jeunes sont l'ancienneté et la nature des contrats de travail (contrats à durée déterminée ou indéterminée). Ces aspects ne peuvent malheureusement pas être traités avec les données utilisées ici, les DADS ne contenant aucune information sur l'ancienneté ou le type de contrat.

3.1 Des emplois souvent plus qualifiés

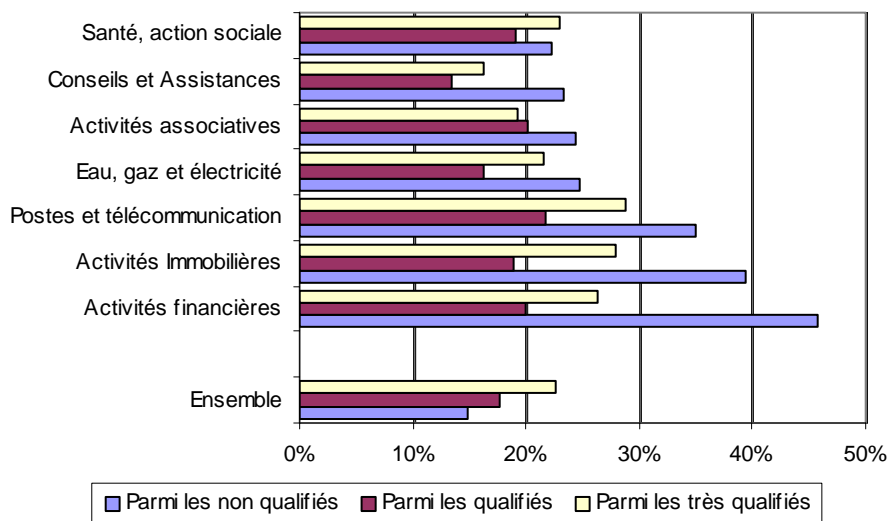
La structure par qualification constitue la principale particularité des salariés âgés : ils occupent en effet beaucoup plus souvent que leurs cadets des emplois très qualifiés ⁽¹⁰⁾. Ainsi, les quinquagénaires représentent 12,9 % des emplois non qualifiés, 16 % des emplois qualifiés et 20,4 % des emplois très qualifiés ⁽¹¹⁾. Ces différences entre classes d'âge tiennent à plusieurs raisons : les plus diplômés entrent plus tardivement sur le marché du travail, l'accès à des postes plus qualifiés se fait en partie par des promotions en cours de carrière, et les plus qualifiés cessent définitivement leur activité professionnelle plus tardivement que les moins qualifiés.

Certains secteurs se caractérisent, par ailleurs, par une part très élevée des plus de 50 ans dans leurs postes non qualifiés, notamment la finance et l'immobilier, ainsi que les services aux entreprises (avec les secteurs du conseil et des postes et télécommunications) et les activités associatives (cf. figure 1.8).

10 La répartition simplifiée en trois niveaux de qualification utilisée ici est définie à partir de la catégorie socioprofessionnelle (cf. annexe 1). La catégorie des « très qualifiés » regroupe les ingénieurs, techniciens, cadres et professions intermédiaires. Les « qualifiés » sont les ouvriers et employés qualifiés. Enfin, les « non-qualifiés » regroupent les ouvriers non qualifiés, ainsi que les agents de surveillance, employés de commerce et personnels des services directs aux particuliers.

11 Ceci reste vrai si l'on considère séparément les salariés avant ou après 55 ans. La part des 50-54 ans est respectivement de 8,6 %, 11,2 % et 13,7 % parmi les emplois non qualifiés, qualifiés et très qualifiés. Pour les 55-59 ans, elle est respectivement de 4,3 %, 4,9 % et 6,7 %.

Figure 1.8 : Part des plus de 50 ans parmi les emplois non qualifiés, qualifiés et très qualifiés dans certains secteurs atypiques



Source : DADS 2000

3.2 Le recours au temps partiel augmente après 55 ans...

Le travail à temps partiel ⁽¹²⁾ est souvent présenté comme une alternative aux cessations anticipées d'activité en tant qu'outil de gestion des fins de carrières. C'est notamment l'esprit des dispositifs de préretraites progressives, qui permettent à un salarié de plus de 55 ans de réduire son temps de travail de moitié en percevant, en plus du salaire de temps partiel, une allocation de 30 % du salaire antérieur de référence ⁽¹³⁾.

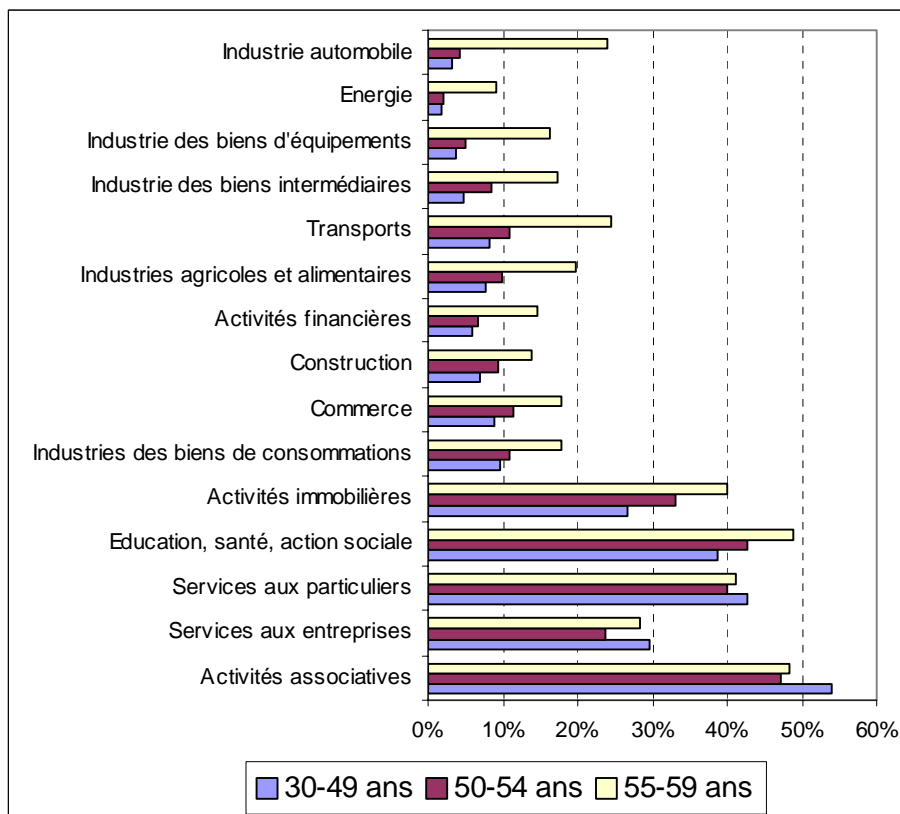
12 Il s'agit formellement ici du « temps non complet » au sens des DADS c'est-à-dire les salariés à moins de 80%, ainsi que tous les postes intérimaires, saisonniers et les salariés à domicile. Cette définition et sa mesure dans les données utilisées ici est légèrement différente de ce qu'on obtient habituellement avec l'enquête Emploi (cf. annexe 1). Dans toute la suite, le terme de « temps partiel » sera utilisé par simplification pour désigner le temps non complet dans les DADS.

13 Institués à partir de 1982, ces dispositifs n'ont pas rencontré cependant le succès escompté, du fait notamment de la concurrence des préretraites complètes (Okba et al., 2000 ; Galtier, 2000). Malgré l'assouplissement des conditions d'accès en 1992, le nombre de conventions de préretraites progressives diminue depuis 1996. À l'instar des autres préretraites, ce sont principalement les grands établissements et l'industrie qui sont à l'origine

Par secteur, les taux de recours au temps partiel des hommes font apparaître deux types de situation ⁽¹⁴⁾. D'un côté, certains secteurs des services se caractérisent par un taux élevé de temps partiel (proche de 30 à 40 %), qui ne varie guère entre classes d'âge. C'est le cas de secteurs tels que les activités associatives et les services aux particuliers ou aux entreprises. Dans une moindre mesure, c'est également le cas des activités immobilières et du secteur santé-éducation, même si le recours au temps partiel semble y augmenter avec l'âge. De l'autre, l'industrie, la construction, les transports, le commerce et la finance ont un recours au temps partiel faible parmi les salariés masculins (inférieur à 10 %), mais qui augmente nettement après 55 ans, que ce soit dans le cadre d'une préretraite progressive ou non (cf. figure 1.9).

de ces conventions. Cependant, depuis 2000, le secteur tertiaire est devenu majoritaire parmi les nouvelles entrées en préretraites progressives (Anglaret, 2003).

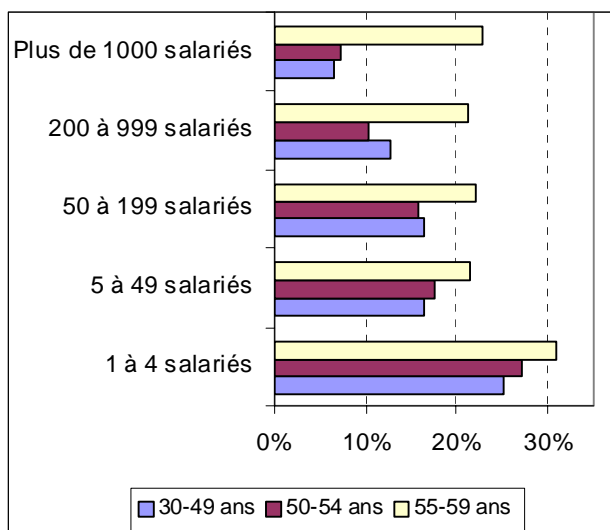
14 Dans tout ce qui suit, on mesure le taux de temps partiel ou de temps complet uniquement parmi les salariés masculins.

Figure 1.9 : Taux de temps partiel des hommes par secteur

Lecture : les secteurs sont ordonnés de haut en bas par taux relatif de temps partiel des 55-59 ans décroissant. Ces 55-59 ans sont le plus souvent à temps partiel (relativement aux 30-49 ans) dans l'automobile, et le sont le moins souvent dans les activités associatives.

Source : DADS, 2000.

Par ailleurs, le taux de temps partiel des hommes diminue avec la taille de l'établissement (cf. figure 1.10). Dans tous les cas, il est similaire pour les 50-54 ans et pour les 30-49 ans. En revanche, l'écart entre ces deux catégories et les 55-59 ans est d'autant plus élevé que l'établissement est grand. Ces résultats sont cohérents avec un recours plus fréquent des établissements moyens et grands aux préretraites progressives (Anglaret et Massin, 2002), même si les données ne permettent pas de savoir si le temps partiel plus fréquent des 55-59 ans s'effectue ou non dans le cadre de ce dispositif.

Figure 1.10 : Temps partiel et taille d'établissement

Source : DADS, 2000.

3.3 ... et est plus fréquent dans les établissements où l'emploi des quinquagénaires a été protégé

Le recours au temps partiel est-il une alternative à la sortie de l'emploi comme moyen de gérer la main-d'œuvre âgée ? Afin de tester cette hypothèse, on introduit dans l'analyse « toutes choses égales par ailleurs » (cf. section précédente) une variable qui contrôle le recours relatif au temps partiel pour les quinquagénaires : le quotient du taux de temps complet chez les hommes de 50-54 ans (ou de 55-59 ans) sur celui des hommes de 30-49 ans. Dans pratiquement tous les cas, ce quotient est significativement et négativement corrélé à la part de salariés quinquagénaires en 2000 et aux mouvements de main-d'œuvre de ces salariés entre 1995 et 2000 (cf. tableau 1.3).

En d'autres termes, les établissements où les quinquagénaires sont le plus souvent à temps partiel relativement à leurs cadets en 2000, sont aussi ceux où ils sont les plus nombreux. Ce sont également ceux dans lesquels la variation de l'emploi leur a été la plus favorable entre 1995 et 2000. Ces corrélations se vérifient en contrôlant, entre les établissements, des différences de secteur, taille, âge, région et évolution de l'emploi total. Elles se constatent de plus aussi bien après qu'avant 55 ans, et ne peuvent donc pas s'expliquer par les seuls dispositifs de préretraite progressive.

Bien sûr, cette corrélation ne présume pas d'une causalité entre recours au temps partiel et emploi des quinquagénaires. Une telle causalité ne peut pas être mise en lumière par une seule analyse descriptive. Elle souligne néanmoins l'importance du temps partiel comme outil de gestion de la main-d'œuvre âgée, et cela au-delà de l'effet d'opportunité créé par le dispositif de préretraites progressives.

Tableau 1.3 : Coefficient du taux de temps complet relatif
Coefficients multipliés par 100

Paramètre	Régressions du poids dans l'emploi					Régression du mouvement de main-d'œuvre (1995 à 2000)				
	Coefficient	Stde	t Valeur	R ²	Nb obs.	Estimate	Stde	t Valeur	R ²	Nb. obs.
Toutes qualifications										
50-54 ans	-0,015	(0,001)	- 13,4	0,2	260 700	-0,004	(0,001)	- 3,34	0,34	157 858
55-59 ans	-0,013	(0,001)	- 10,7	0,31	163 481	-0,001	(0,001)	- 0,94	0,35	103 698
Non-qualifiés										
50-54 ans	-0,021	(0,005)	- 4,25	0,14	48 158	-0,019	(0,009)	- 2,11	0,4	28 726
55-59 ans	-0,010	(0,004)	- 2,51	0,21	26 670	-0,009	(0,008)	- 1,12	0,41	16 493
Qualifiés										
50-54 ans	-0,034	(0,005)	- 7,32	0,15	124 659	-0,003	(0,005)	- 0,63	0,4	78 085
55-59 ans	-0,001	(0,001)	- 1,1	0,28	71 880	-0,001	(0,008)	- 0,16	0,43	46 563
Très qualifiés										
50-54 ans	-0,027	(0,002)	- 14,2	0,16	124 432	-0,009	(0,002)	- 3,89	0,42	75 199
55-59 ans	-0,024	(0,002)	- 11,9	0,25	77 983	-0,006	(0,002)	- 3,04	0,42	49 326

Lecture : régression par les moindres carrés ordinaires. Dans la partie gauche du tableau, la variable dépendante est le poids de la classe d'âge considérée dans l'emploi (dans la qualification correspondante), en équivalent année-travail. Dans la partie droite, il s'agit du « mouvement de main-d'œuvre », décrit dans la section suivante. Ce « mouvement » est égal à la variation de la part dans l'emploi de la cohorte d'âge considérée si on maintenant constant le niveau d'emploi des autres classes d'âge. Le taux de temps complet relatif désigne le quotient du taux de temps complet de la catégorie de quinquagénaires considérée sur le taux de temps complet des 30-49 ans (dans la catégorie de qualification correspondante). Les autres variables explicatives sont des indicatrices de secteur, région, âge, taille, statut de l'établissement, la part des femmes, ainsi que (pour les mouvements de main-d'oeuvre) l'évolution de l'emploi entre 1995 et 2000. L'estimation est conduite sur les établissements qui ont à la fois des quinquagénaires et des 30-49 ans dans la catégorie de qualification retenue, ce qui réduit considérablement le champ par rapport à l'ensemble du secteur privé.

Source : DADS, 1995 et 2000.

4 L'évolution de l'emploi des quinquagénaires de 1995 à 2000

La forte hétérogénéité de la répartition des salariés âgés peut résulter de nombreux facteurs d'offre et de demande de travail. Les emplois à dominante physique sont, par exemple, plus nombreux dans le BTP et dans l'industrie que dans les secteurs du tertiaire. Les problèmes liés à l'âge, du fait de l'usure et de la pénibilité des tâches, seraient donc plus importants dans ces secteurs, ce qui devrait se traduire à la fois par une offre et par une demande moindre.

À ces facteurs s'ajoutent des incitations plus complexes, dues à la forme des différents dispositifs institutionnels, qui génèrent des contraintes ou des possibilités différentes selon la taille et le secteur. La participation financière des entreprises aux divers systèmes de préretraite se module généralement selon la taille de l'entreprise, avec une contribution plus importante pour les plus grandes entreprises⁽¹⁵⁾. Depuis décembre 1998, le montant de la contribution Delalande⁽¹⁶⁾ est également en moyenne deux fois plus élevé dans les entreprises de plus de 50 salariés que dans celles de moins de 50 salariés. Enfin, les conditions d'accès aux systèmes de préretraite sont parfois assez restrictives. La signature d'une convention de cessation anticipée d'activité de certains travailleurs salariés (CATS) est, par exemple, conditionnée à la signature préalable d'un accord de réduction du temps de travail à 35 heures.

Cette disparité des incitations s'accompagne d'une grande hétérogénéité des préoccupations vis-à-vis du vieillissement. Ainsi, dans l'enquête *Emploi des salariés selon l'âge* menée par la Dares, la

15 Voir par exemple Anglaret (2003) pour une présentation des systèmes de préretraite.

16 Créée en juillet 1987, la contribution Delalande est une taxe sur les licenciements des salariés âgés. Elle se traduit par l'obligation pour l'entreprise de verser à l'assurance chômage (UNEDIC) un montant proportionnel au salaire mensuel brut pour tout licenciement économique d'un salarié âgé employé en Contrat à Durée Indéterminée (CDI). La contribution Delalande concernait initialement les plus de 55 ans, mais a été élargie à l'ensemble des salariés de plus de 50 ans en 1992 (Behaghel, Crépon et Sédillot., 2005).

proportion des établissements qui déclarent gérer leur pyramide des âges de manière anticipée est en moyenne de un sur cinq, mais elle varie de 8 % dans les petits établissements du secteur des transports à presque 90 % dans les grands établissements des secteurs des activités financières ou immobilières. De manière générale, les grands établissements sont les plus préoccupés par le vieillissement de leur main-d'œuvre. Cette préoccupation est également importante dans les établissements des secteurs de l'industrie manufacturière, de l'automobile, de la construction, des activités financières et des activités immobilières (Minni et Topiol, 2002).

4.1 Le poids de l'histoire

Les facteurs décrits précédemment sont « statiques », au sens où la demande de travail par classe d'âge dépend d'incitations ou de décisions contemporaines. Ils ne sauraient cependant expliquer à eux seuls la répartition des seniors au sein des entreprises.

Une prise en compte des seuls facteurs statiques accrédi terait par exemple l'idée d'une demande de salariés âgés *a priori* plus faible dans les secteurs industriels que dans les secteurs des services. Les emplois ont, en effet, un caractère souvent plus physique et une pénibilité plus grande dans la construction et certains secteurs industriels. Si l'on interprète les recours aux préretraites comme résultant, au moins en partie, d'une plus faible demande de salariés âgés, les observations semblent corroborer l'hypothèse selon laquelle ce sont les grands établissements et les établissements de l'industrie qui chercheraient le plus à se séparer de manière anticipée de leurs salariés âgés. En 2000, les préretraites représentaient, par exemple, un peu plus de 20 % des départs de fin d'activité dans les établissements de 10 à 49 salariés, mais plus de 60 % dans les établissements de plus de 500 salariés (Anglaret et Massin, 2002). De même, l'industrie représentait 25,5 % des salariés recensés par l'Unédic au 31 décembre 1999, mais près de 45 % des nouveaux bénéficiaires de préretraites progressives ou de l'allocation de remplacement pour l'emploi (ARPE), 65 % de ceux de l'allocation

spéciale du fond national de l'emploi (ASFNE) et 99 % des cessations anticipées d'activité de certains travailleurs salariés (CATS) en 2000 (Anglaret, 2003).

Mais ces établissements où les déterminants d'une faible demande de salariés âgés sont en apparence les plus nombreux et où le recours aux cessations anticipées d'activité est le plus important sont également ceux où les quinquagénaires sont les plus nombreux. Ce contraste souligne le caractère trompeur d'une analyse statique de la demande de salariés âgés. Une forte proportion de salariés quinquagénaires dans une catégorie d'établissement ne peut pas s'interpréter comme la résultante d'une plus forte demande de salariés âgés. À l'inverse, les catégories d'établissements où les salariés âgés seraient a priori moins employables ne sont pas non plus caractérisés, en 2000, par une moindre proportion de quinquagénaires.

Ce paradoxe apparent souligne le fait que c'est surtout l'historique des flux d'emploi qui explique le poids des quinquagénaires, bien avant les choix instantanés de substitution entre classes d'âge. Aux facteurs statiques de demande de travail s'ajoutent en effet des causes dynamiques, la structure présente de la main-d'œuvre résultant de choix parfois passés. Ces facteurs « dynamiques » recouvrent deux aspects. D'une part, l'évolution de la structure de la main-d'œuvre se fait avec une certaine inertie. Pour les entreprises, il est très souvent plus facile de garder un salarié en place que de le remplacer par un salarié nouveau. Cette facilité s'explique par les coûts associés aux flux de main-d'œuvre, à la fois financiers (coûts d'embauche et de licenciement), légaux (procédures à satisfaire pour licencier un salarié), informationnels (l'employeur connaît mieux les compétences de ses salariés en place que des candidats aux postes proposés), etc. D'autre part, l'âge est étroitement corrélé à l'ancienneté et à l'expérience, qui sont des facteurs de demande de travail par nature dynamiques (au sens où ils sont plus pertinents dans un modèle dynamique de la demande de travail) : au moment de prendre sa décision d'embauche ou de licenciement, l'employeur ne prend pas seulement en compte le coût et la productivité d'un salarié à la période présente, mais il anticipe également l'évolution de ces deux dimensions dans le futur, au fur et à mesure que le salarié gagne en expérience et en ancienneté.

La part des quinquagénaires dans un secteur traduisant avant tout l'histoire de ce secteur, il est nécessaire d'analyser l'emploi de manière dynamique pour y déceler l'effet d'une éventuelle gestion différenciée des âges.

4.2 Décomposition comptable de la variation du poids des quinquagénaires entre 1995 et 2000

L'évolution récente de l'emploi, la pyramide des âges héritée du passé et les politiques de gestion des âges dans l'entreprise influent sur le poids des quinquagénaires dans l'emploi. Afin de « séparer » l'influence propre de chacun de ces facteurs sur la variation de la part des quinquagénaires dans l'emploi entre 1995 et 2000, nous procédons à une décomposition comptable de l'évolution de l'emploi pour les cohortes âgées de 50-54 ans ⁽¹⁷⁾ et celles âgées de 55-59 ans en 2000 (cf. tableaux 1.4, 1.5, 1.6).

Par exemple, la variation de la part des 50-54 ans dans l'emploi s'écrit :

$$\frac{L_{50-54ans}^{2000}}{L_{total}^{2000}} - \frac{L_{50-54ans}^{1995}}{L_{total}^{1995}} = \frac{L_{45-49ans}^{1995} - L_{50-54ans}^{1995}}{L_{total}^{1995}} + \left(\frac{L_{50-54ans}^{2000}}{L_{total}^{1995} + Mvt_{50-54ans}} - \frac{L_{45-49ans}^{1995}}{L_{total}^{1995}} \right) - \frac{L_{50-54ans}^{2000}}{L_{total}^{2000}} \cdot \left(\frac{Mvt - Mvt_{50-54ans}}{L_{total}^{1995} + Mvt_{50-54ans}} \right)$$

où, par exemple, $L_{50-54ans}^{2000}$ désigne les effectifs de salariés de 50-54 ans (en équivalent année-travail, c'est-à-dire pondérés par le nombre de jours en tant que salariés dans le secteur au cours de l'année) en 2000, $Mvt_{50-54ans} = L_{50-54ans}^{2000} - L_{45-49ans}^{1995}$ désigne la variation de l'emploi des générations qui se

17 C'est-à-dire les générations de salariés nés entre 1946 et 1950.

trouvent dans la classe d'âge des 50-54 ans en 2000 (c'est-à-dire les cohortes de salariés nés entre 1946 et 1950, et qui ont donc entre 45 et 49 ans en 1995) et $Mvt = L_{total}^{2000} - L_{total}^{1995}$ désigne la variation totale de l'emploi.

Les trois contributions à la variation de la part des 50-54 ans dans l'emploi sont donc :

- Un terme $\frac{L_{45-49ans}^{1995} - L_{50-54ans}^{1995}}{L_{total}^{1995}}$ qui représente l'effet de la *pyramide des âges* en 1995. Il est proportionnel à l'écart de « taille », en 1995, entre les cohortes qui ont 50-54 ans en 1995 et celles qui auront 50-54 ans en 2000.
- Un terme $\frac{L_{45-49ans}^{1995} + Mvt_{50-54ans}}{L_{total}^{1995} + Mvt_{50-54ans}} - \frac{L_{45-49ans}^{1995}}{L_{total}^{1995}}$ représentant l'impact des *mouvements de main-d'œuvre* parmi les cohortes qui atteignent 50-54 ans en 2000 (nées entre 1946 et 1950). Ces mouvements sont le solde des entrées (embauches) et des sorties (départs volontaires, licenciements, préretraites, retraites). Ce terme dépend uniquement des mouvements de main-d'œuvre dans la classe d'âge considérée, et pas des mouvements dans les autres catégories d'âge, puisque le niveau d'emploi de ces autres catégories est maintenu constant pour le calcul du terme.
- Un terme résiduel $-\frac{L_{50-54ans}^{2000}}{L_{total}^{2000}} \cdot \left(\frac{Mvt - Mvt_{50-54ans}}{L_{total}^{1995} + Mvt_{50-54ans}} \right)$, proportionnel au mouvement de main-d'œuvre dans toutes les catégories d'âge autre que la catégorie étudiée ($Mvt - Mvt_{50-54ans}$). On l'interprète comme la contribution de l'*évolution des autres classes d'âge* sur l'évolution de la part des 50-54 ans.

Cette décomposition est effectuée sur l'ensemble du champ de l'étude, ainsi que sur des « cellules » plus petites (secteur, classe de taille d'établissement).

Tableau 1.4 : Décomposition comptable de la part des 50-54 ans en 2000

	Part en 2000 (en %)	Part en 1995 (en %)	Contribution (en points de pourcentage)...		
			... de la pyramide des âges	... du mouvement de main- d'œuvre	... de l'évolution des autres classes d'âge
Ensemble	11,2	8,4	5,1	- 0,6	-1,7
Secteur					
Industries agricoles et alimentaires	10,1	7,2	4,6	- 0,6	- 1,1
<i>Industrie manufacturière</i>	<i>14,3</i>	<i>10,2</i>	<i>5,8</i>	<i>- 1,8</i>	<i>0,1</i>
Industries des biens de consommation	12,9	8,8	5,9	- 2,9	1,1
Industrie automobile	18,0	12,3	7,7	- 1,9	- 0,1
Industrie des biens d'équipement	14,3	10,5	5,6	- 1,4	- 0,3
Industrie des biens intermédiaires	14,2	10,3	5,4	- 1,3	- 0,2
Énergie	14,9	10,7	6,5	- 2,8	0,4
<i>Énergie (hors GEN)</i>	<i>15,9</i>	<i>12,0</i>	<i>4,7</i>	<i>- 1,4</i>	<i>0,7</i>
Construction	11,9	9,5	4,1	- 1,0	- 0,8
Commerce	9,2	7,1	4,3	- 1,3	- 0,9
Transports	11,6	9,1	5,1	- 0,3	- 2,2
<i>Transports (hors GEN)</i>	<i>11,1</i>	<i>8,0</i>	<i>5,1</i>	<i>0,6</i>	<i>- 2,6</i>
Activités financières	17,0	9,4	8,9	- 0,8	- 0,5
Activités immobilières	15,8	10,5	4,7	4,8	- 4,2
Services aux entreprises	9,0	7,7	4,6	0,8	- 4,1
<i>Services aux entreprises (hors GEN)</i>	<i>7,8</i>	<i>6,9</i>	<i>4,3</i>	<i>1,1</i>	<i>- 4,5</i>
Services aux particuliers	6,8	5,4	3,4	- 0,2	- 1,8
Éducation, santé, action sociale	13,4	8,6	6,2	0,1	- 1,6
Activités associatives	11,2	7,5	5,0	- 1,2	0,0
Taille					
1 à 4 salariés	10,6	7,7	4,4	0,3	- 1,7
5 à 49 salariés	10,0	7,5	4,8	- 0,9	- 1,3
50 à 199 salariés	10,9	8,2	5,2	- 0,9	- 1,5
200 à 999 salariés	11,9	9,5	5,6	- 0,9	- 2,4
Plus de 1 000 salariés	16,2	11,6	6,1	- 0,9	- 0,6

Source : DADS 1995 et 2000

Tableau 1.5 : Décomposition comptable de la part des 55-59 ans en 2000

	Part en 2000 (en %)	Part en 1995 (en %)	Contribution (en points de pourcentage)...		
			... de la pyramide des âges	... du mouvement de main- d'œuvre	... de l'évolution des autres classes d'âge
Ensemble	5,2	5,4	3,0	- 2,2	- 0,9
Secteur					
Industries agricoles et alimentaires	4,4	5,2	2,0	- 2,3	- 0,6
<i>Industrie manufacturière</i>	6,4	6,2	4,0	- 3,8	- 0,1
Industries des biens de consommation	5,5	5,8	3,1	- 3,7	0,4
Industrie automobile	7,8	6,2	6,1	- 4,2	- 0,2
Industrie des biens d'équipement	6,7	6,1	4,3	- 3,5	- 0,3
Industrie des biens intermédiaires	6,5	6,7	3,6	- 3,6	- 0,3
Énergie	4,9	4,9	5,8	- 5,9	0,0
<i>Énergie (hors GEN)</i>	8,1	9,1	2,9	- 4,0	0,1
Construction	6,5	6,8	2,7	- 2,5	- 0,5
Commerce	4,5	4,8	2,3	- 2,0	- 0,5
Transports	4,3	4,3	4,8	- 3,8	- 1,0
<i>Transports (hors GEN)</i>	5,0	5,2	2,8	- 1,8	- 1,3
Activités financières	6,3	5,2	4,2	- 2,8	- 0,3
Activités immobilières	9,9	8,1	2,4	2,5	- 3,1
Services aux entreprises	4,4	5,2	2,5	- 1,2	- 2,1
<i>Services aux entreprises (hors GEN)</i>	3,8	4,4	2,6	- 0,9	- 2,3
Services aux particuliers	3,5	3,6	1,8	- 1,0	- 0,9
Éducation, santé, action sociale	6,3	5,9	2,7	- 1,4	- 0,9
Activités associatives	5,7	5,2	2,3	- 1,7	0,0
Taille					
1 à 4 salariés	5,8	5,3	2,4	- 0,9	- 1,0
5 à 49 salariés	4,8	5,0	2,5	- 2,0	- 0,7
50 à 199 salariés	5,0	5,3	2,8	- 2,5	- 0,8
200 à 999 salariés	5,1	5,6	3,9	- 3,3	- 1,2
Plus de 1 000 salariés	7,3	7,1	4,5	- 3,8	- 0,5

Source : DADS 1995 et 2000

Tableau 1.6 : Contribution du « mouvement de main-d'œuvre » au sein de chaque catégorie de qualification

	En points de pourcentage					
	50-54 ans			55-59 ans		
	Non-qualifiés	Qualifiés	Très qualifiés	Non-qualifiés	Qualifiés	Très qualifiés
Ensemble	- 0,4	- 0,8	- 0,5	- 1,6	- 2,3	- 2,6
Secteur						
Industries agricoles et alimentaires	- 1,0	- 0,1	- 1,1	- 2,0	- 2,2	- 3,3
<i>Industrie manufacturière</i>	- 3,3	- 1,4	- 1,4	- 3,9	- 3,4	- 4,3
Industries des biens de consommation	- 4,2	- 1,8	- 3,2	- 4,0	- 3,2	- 4,1
Industrie automobile	- 2,9	- 1,8	- 1,2	- 4,5	- 4,1	- 4,4
Industrie des biens d'équipement	- 3,4	- 1,4	- 0,8	- 3,9	- 3,3	- 3,6
Industrie des biens intermédiaires	- 2,8	- 0,8	- 0,5	- 3,8	- 3,2	- 3,9
Énergie	- 5,3	- 3,7	- 2,1	- 3,5	- 4,3	- 7,1
<i>Énergie (hors GEN)</i>	0,2	- 1,0	- 1,9	- 2,6	- 3,1	- 5,0
Construction	- 0,8	- 1,1	- 0,7	- 2,0	- 2,4	- 3,2
Commerce	- 0,8	- 0,9	- 2,2	- 1,5	- 1,7	- 3,0
Transports	0,0	- 0,9	1,2	- 1,7	- 3,2	- 6,6
<i>Transports (hors GEN)</i>	0,0	0,7	0,5	- 1,0	- 1,8	- 2,1
Activités financières	0,4	- 3,4	0,6	- 2,5	- 3,1	- 2,6
Activités immobilières	10,8	- 0,1	0,9	7,5	- 1,4	- 1,1
Services aux entreprises	1,8	1,0	0,1	- 0,6	- 1,0	- 1,7
<i>Services aux entreprises (hors GEN)</i>	1,7	1,2	0,7	- 0,6	- 0,8	- 1,1
Services aux particuliers	0,0	- 0,1	- 0,5	- 0,8	- 1,2	- 1,1
Éducation, santé, action sociale	- 0,7	0,1	0,7	- 2,4	- 1,5	- 0,8
Activités associatives	- 0,6	- 3,0	0,0	- 3,1	- 2,3	- 0,8
Taille						
1 à 4 salariés	1,4	- 0,2	- 0,3	- 0,1	- 1,4	- 1,3
5 à 49 salariés	- 0,9	- 0,7	- 1,1	- 1,8	- 1,8	- 2,3
50 à 199 salariés	- 1,3	- 1,0	- 0,5	- 2,2	- 2,5	- 2,6
200 à 999 salariés	- 1,1	- 1,3	- 0,3	- 2,6	- 3,5	- 3,5
Plus de 1 000 salariés	- 0,9	- 1,3	- 0,5	- 3,6	- 3,5	- 4,1

Source : DADS 1995 et 2000

4.3 L'emploi des quinquagénaires diminue surtout dans l'industrie

La disparité des poids des quinquagénaires n'a pas été bouleversée entre 1995 et 2000. Ils restent surreprésentés en 2000 dans les secteurs où ils l'étaient déjà en 1995. En particulier, l'arrivée à la cinquantaine des « baby-boomers » ne modifie pas la hiérarchie entre secteurs : les baby-boomers étaient souvent nombreux dans les secteurs qui comptaient déjà beaucoup de quinquagénaires en 1995. Cet effet de la pyramide des âges se remarque en fait uniquement dans le secteur de la finance, où les 50-54 ans passent d'un part de l'emploi dans la moyenne en 1995 à une part très élevée en 2000.

Les « mouvements de main-d'œuvre » dans les cohortes de salariés quinquagénaires, c'est-à-dire le solde de leurs entrées et de leurs sorties de l'emploi, confirment le caractère trompeur de l'analyse statique. Une part élevée de quinquagénaires dans l'emploi ne signifie en rien que le mouvement de main-d'œuvre a été positif ou négatif pour ces salariés. L'emploi des cohortes de quinquagénaires s'est réduit dans les secteurs industriels, notamment l'automobile et l'énergie, et cela aussi bien pour les 50-54 ans que pour les 55-59 ans. Il a également diminué fortement pour les plus de 55 ans dans les transports, mais cela s'explique par l'âge de la retraite plus précoce dans les grandes entreprises nationales de ce secteur (SNCF, RATP).

En revanche, l'emploi des quinquagénaires a été plutôt protégé dans les secteurs des services, notamment pour les 50-54 ans. Cela est particulièrement vrai dans les activités immobilières, mais également dans les services aux entreprises et dans le secteur santé-éducation. Chez les 55-59 ans, le mouvement de main-d'œuvre reste positif dans le secteur immobilier. Sa contribution est négative dans les autres secteurs de services, mais l'ampleur y est nettement plus faible que dans les autres secteurs de l'économie (si l'on excepte le cas de la finance, où les préretraites nombreuses se traduisent par une contribution des mouvements de main-d'œuvre fortement négative après 55 ans).

Ces résultats sont cohérents avec les observations sur les taux d'entrée dans les systèmes de préretraite, plus nombreux dans l'industrie. Il faut cependant noter que l'effet de main-d'œuvre dans les secteurs est généralement similaire avant et après 55 ans (au sens où la hiérarchie des secteurs est similaire), alors que les dispositifs de préretraite ne peuvent toucher que les 55 ans et plus. Les mouvements de main-d'œuvre négatifs parmi les quinquagénaires de l'industrie ne peuvent donc pas s'interpréter

uniquement comme une conséquence des possibilités de départ offertes par les dispositifs de préretraite⁽¹⁸⁾.

4.4 Les grands établissements recourent davantage aux préretraites

En ce qui concerne la taille des établissements, l'arrivée des générations des baby-boomers à la cinquantaine a augmenté les différences préexistantes. Le poids des quinquagénaires était déjà d'autant plus élevé que l'établissement était grand en 1995, et cette différence a été accrue par l'effet de la pyramide des âges, lui aussi d'autant plus fort que la taille est grande.

Contrairement au secteur, la taille d'établissement ne joue pas de la même manière sur l'emploi des salariés selon que ceux-ci ont plus ou moins de 55 ans. Si l'on excepte les très petits établissements (moins de 5 salariés), l'effet de mouvement de main-d'œuvre parmi les 50-54 ans est le même pour tous les établissements, quelle que soit leur taille, alors qu'il est d'autant plus négatif que la taille est grande parmi les 55-59 ans. On peut y voir les effets d'un recours plus important des grands établissements aux plans de préretraite, qui concernent essentiellement les plus de 55 ans.

18 Cela ne préjuge pas de ce qui peut se passer pour les préretraites « maisons », entièrement financées par l'entreprise, et donc non contraintes par les critères légaux d'âge minimum, comme le sont les autres systèmes de préretraite.

5 Que peut-on dire de la demande de travailleurs âgés selon les secteurs ?

Pas plus que la part dans l'emploi, la contribution des « mouvements de main-d'œuvre » parmi les quinquagénaires n'est pas à lui seul un indicateur suffisant de la demande de salariés âgés. Cette contribution représente en effet une variation dans l'absolu de l'emploi des quinquagénaires. Une augmentation ou une diminution ne traduit pas forcément une politique d'emploi spécifique à l'âge. Elle peut s'expliquer simplement par l'évolution globale de l'emploi. Ainsi, les secteurs de l'industrie, où les mouvements de main-d'œuvre ont été les plus défavorables pour les quinquagénaires, sont également les secteurs qui ont créé le moins d'emplois entre 1995 et 2000 (cf. tableau 1.7). De même, le fait que les mouvements de main-d'œuvre des quinquagénaires soient similaires entre établissements de différentes tailles est à mettre en perspective avec une évolution de l'emploi global beaucoup moins favorable dans les très grands établissements.

Tableau 1.7: Évolution de l'emploi global et des cohortes de quinquagénaires entre 1995 et 2000

En %

	Tous salariés	Salariés...	
		... nés entre 1946 et 1950 (âgés de 50 à 54 ans en 2000)	... nés entre 1941 et 1945 (âgés de 55 à 59 ans en 2000)
Ensemble	15	- 5	- 29
Secteur			
Industries agricoles et alimentaires	10	- 6	- 33
Industrie manufacturière	- 3	- 13	- 40
Industries des biens de consommation	- 11	- 22	- 44
Industrie automobile	- 2	- 11	- 37
Industrie des biens d'équipement	1	- 10	- 36
Industrie des biens intermédiaires	0	- 10	- 37
Énergie	- 6	- 19	- 57
<i>dont énergie (hors GEN)</i>	- 6	- 10	- 37
Construction	6	- 8	- 28
Commerce	9	- 12	- 30
Transports	19	- 3	- 44
<i>dont transports (hors GEN)</i>	24	5	- 23
Activités financières	2	- 5	- 32
Activités immobilières	35	40	27
Services aux entreprises	46	7	- 17
<i>dont services aux entreprises (hors GEN)</i>	60	11	- 13
Services aux particuliers	25	- 2	- 19
Éducation, santé, action sociale	12	1	- 18
Activités associatives	- 2	- 11	- 25
Taille			
1 à 4 salariés	16	2	- 13
5 à 49 salariés	12	- 8	- 28
50 à 199 salariés	13	- 8	- 32
200 à 999 salariés	19	- 7	- 37
Plus de 1 000 salariés	3	- 6	- 35

Lecture : Entre 1995 et 2000, le volume de travail (exprimé en jours) dans les industries agricoles et alimentaires a augmenté de 10 %. En revanche, dans ce secteur, le volume de travail effectué par des salariés nés entre 1946 et 1950 est de 6 % plus petit en 2000 qu'en 1995.

Note : Le taux de variation de l'emploi entre 1995 et 2000 est calculé à partir de l'emploi exprimé en équivalent année-travail. L'évolution de l'emploi selon la catégorie de taille n'est pas à champ constant, puisque la taille et le secteur des établissements a pu changer entre 1995 et 2000

Source : DADS, 1995 et 2000.

Afin de mieux cerner s'il existe des spécificités sectorielles dans la demande de travail des entreprises pour les salariés âgés, on développe deux approches : une analyse des mouvements de main-d'œuvre en contrôlant des variations globales de l'emploi et une analyse des parts des classes d'âge dans les

flux d'entrée et de sortie de l'emploi. Ces deux approches peuvent en fait être vues comme des formes réduites très simplifiées de modèles de demande de travail.

5.1 Analyse des mouvements de main-d'oeuvre

Comme pour les parts dans l'emploi (cf. première section), on peut analyser « toutes choses égales par ailleurs » les mouvements de main-d'oeuvre des quinquagénaires au niveau de chaque établissement, en contrôlant leurs diverses caractéristiques et l'évolution globale de leurs effectifs. On régresse par exemple pour les 50-54 ans :

$$\left(\frac{L_{50-54 \text{ ans}}^{2000}}{L_{total}^{1995} + Mvt_{50-54 \text{ ans}}} - \frac{L_{45-49 \text{ ans}}^{1995}}{L_{total}^{1995}} \right)_i = \sum_j \alpha_j \cdot 1_{carac(i)} + \beta \cdot \left(\frac{L_{total}^{2000}}{L_{total}^{1995}} - 1 \right)_i + \varepsilon_i$$

La variable expliquée est la « contribution du mouvement de main-d'oeuvre » définie dans la section précédente : il s'agit de la variation (fictive) de la part dans l'emploi de la cohorte de salariés ayant 50 à 54 ans en 2000, obtenue en neutralisant les mouvements de main-d'oeuvre des autres cohortes d'âge. Si la variation du niveau d'emploi de cette cohorte est négligeable par rapport à l'emploi total en 1995 ($Mvt_{50-54 \text{ ans}} \ll L_{total}^{1995}$), la variable dépendante est à peu près égale à la variation du niveau d'emploi de la cohorte entre 1995 et 2000, normalisée par l'emploi total en 1995.

Les régresseurs sont, en plus de la croissance globale de l'emploi dans l'établissement, une série d'indicatrices de secteur, de taille, d'âge et de région de l'établissement i . Afin de contrôler d'autres différences éventuelles entre établissements, on ajoute la part des femmes dans les effectifs totaux, ainsi que la catégorie juridique de l'entreprise correspondante (entreprise unipersonnelle, association, entreprise nationale, société). Un problème de troncature se pose par ailleurs dans ces régressions. En

effet, le mouvement de main-d'œuvre ne peut qu'être positif ou nul dans les établissements où il n'y a aucun salarié dans la cohorte considérée. De même, il ne peut pas y avoir de forte baisse de l'emploi si il y a peu de salariés dans la cohorte. Cela peut se traduire par un effet indésirable sur les coefficients estimés : un coefficient élevé pour un secteur peut signifier que ce secteur protège l'emploi des quinquagénaires, ou au contraire qu'il comptait beaucoup d'établissements avec aucun quinquagénaire en 1995. Afin de prendre en compte ce « biais de troncature », on introduit parmi les contrôles une indicatrice valant 1 lorsqu'il n'y avait aucun salarié de la cohorte étudiée dans l'établissement en 1995, et une variable égale à l'inverse du nombre de salariés dans cette cohorte étudiée en 1995.

La spécification retenue implique de restreindre le champ de l'étude aux établissements qui existaient déjà en 1995. Une telle restriction élimine près de la moitié des établissements présents en 2000, principalement des très petits.

Il ressort de l'analyse toutes choses égales par ailleurs (cf. tableau B dans l'annexe 2) que l'évolution négative de l'emploi des quinquagénaires dans l'industrie manufacturière (hors énergie) provient surtout d'un contexte défavorable pour l'emploi dans ces secteurs. Si l'on contrôle la variation des effectifs totaux, l'évolution de l'emploi n'est pas plus défavorable aux quinquagénaires dans ces secteurs que dans la moyenne des secteurs.

À variation de l'emploi égale, c'est dans les établissements de la finance et du secteur de l'énergie que l'emploi des quinquagénaires connaît l'évolution la plus défavorable. Dans une moindre mesure, c'est également le cas dans le commerce, l'industrie agroalimentaire et les services aux particuliers. À chaque fois, cela est vrai aussi bien pour les 50-54 ans que pour les 55-59 ans. Les incitations créées par les dispositifs de préretraite ne peuvent donc pas être l'unique explication. En revanche, l'emploi des quinquagénaires a une évolution plus favorable dans les transports, les activités associatives, les services aux entreprises et le secteur éducation-santé, même en contrôlant de la variation globale de l'emploi.

Enfin, toutes choses égales par ailleurs, la taille semble avoir un effet plutôt positif sur les mouvements de main-d'œuvre des quinquagénaires. À variation des effectifs totaux comparable, les départs entre 55 et 59 ans ne sont donc pas plus nombreux dans les grands établissements que dans les petits. Ce résultat tendrait à accréditer l'idée selon laquelle les sorties plus nombreuses après 55 ans dans ces établissements s'effectueraient surtout comme un moyen de réduire les effectifs, afin d'y régler des problèmes de surcapacité.

5.2 Une approche par les flux

Pour contourner la limite imposée par les DADS, qui ne fournissent d'information que sur le stock de main-d'œuvre au cours d'une année et non sur les flux de main-d'œuvre, on peut tenter de conforter le diagnostic empirique au moyen d'informations sur les flux d'entrée et de sortie de la main-d'œuvre dans les différents secteurs et tailles d'établissements. On utilise pour cela les Déclarations des Mouvements de Main-d'œuvre (DMMO). Il s'agit de déclarations obligatoires remplies, chaque mois, par l'ensemble des établissements d'au moins 50 salariés. Ces déclarations font l'objet d'une exploitation statistique portant sur la rotation de la main-d'œuvre selon l'activité et la taille de l'établissement, les caractéristiques des salariés (âge, sexe, qualification), la nature des recrutements et les motifs de sortie. La principale limite de ces données est qu'elles ne concernent que les établissements de plus de 50 salariés. Elles ne permettent donc d'établir un diagnostic sur la demande de salariés âgés que dans les établissements moyens et grands.

Le tableau 1.8 présente, pour chaque secteur et chaque classe de taille, la part des 50-54 ans et des 55-59 ans parmi les embauches en 2000 ⁽¹⁹⁾. L'analyse est un peu plus délicate en ce qui concerne les sorties. D'une part, le poids des quinquagénaires dans les sorties n'est pas directement comparable d'un secteur à l'autre, puisque ces quinquagénaires n'y ont pas le même poids dans l'emploi. D'autre part, dans la mesure où l'on s'intéresse à la demande de travail, il faudrait *a priori* pouvoir observer la part des quinquagénaires parmi les départs involontaires. Or, la qualification volontaire ou involontaire d'une sortie de l'emploi n'est pas évidente. En particulier, dans le cas des 55-59 ans, rien ne permet d'affirmer qu'un départ sous le motif de « retraite ou préretraite » correspond à un choix de l'employé ou a été imposé par l'entreprise. Afin de prendre en compte cette difficulté, on présente la part des quinquagénaires à la fois parmi les licenciements et parmi les départs non volontaires ou « ambigus » ⁽²⁰⁾ (cf. tableau 1.9). De plus, on établit à chaque fois le poids des quinquagénaires dans les sorties à la fois en niveau absolu et en niveau relatif (c'est-à-dire le quotient du poids dans les sorties sur le poids dans l'emploi). Pour alléger le tableau 1.9, on présente uniquement les résultats toutes qualifications confondues.

19 Les différences entre secteurs et tailles d'établissements ne sont pas modifiées si l'on se restreint à la part des quinquagénaires parmi les embauches en CDI, comme cela est fait par Anglaret et Cancé (2002).

20 Il s'agit donc des sorties pour licenciement, fin de contrat ou de période d'essai, préretraite et retraite. Les DMMO ne permettent pas en effet de distinguer les retraites des préretraites, et on ne sait pas si un départ en préretraite correspond ou non à un souhait du salarié. Les sorties à la suite de démissions, accidents ou transferts vers un autre établissement de l'entreprise sont exclues.

Tableau 1.8 : Part des quinquagénaires dans les embauches

En %

	Ensemble		Non-qualifiés		Qualifiés		Très qualifiés	
	50-54 ans	55-59 ans	50-54 ans	55-59 ans	50-54 ans	55-59 ans	50-54 ans	55-59 ans
Ensemble	2,7	1,0	2,6	0,9	2,5	0,8	3,3	1,3
Secteur								
Industries agroalimentaires	2,7	0,7	2,8	0,7	2,4	0,7	4,0	1,3
Industries des biens de consommation	3,2	1,0	3,3	0,9	3,1	0,9	3,2	1,2
Industrie automobile	1,1	0,4	0,6	0,2	1,2	0,5	1,9	0,6
Industrie des biens d'équipement	2,2	0,6	1,2	0,2	2,4	0,6	2,7	0,9
Industrie des biens intermédiaires	2,1	0,6	1,7	0,4	1,9	0,4	3,4	1,2
Énergie	3,0	1,2	0,9	0,5	2,2	0,8	5,1	2,0
Construction	4,0	1,7	1,6	0,6	4,6	1,9	5,0	2,1
Commerce	1,2	0,4	0,9	0,3	1,7	0,5	3,1	1,1
Transports	3,0	1,0	1,7	0,4	3,5	1,2	3,5	1,1
Activités financières	2,2	0,6	3,0	2,3	0,9	0,2	2,9	0,9
Activités immobilières	4,9	1,8	6,1	2,5	2,6	0,5	4,7	2,0
Services aux entreprises	3,5	1,4	4,4	1,7	1,9	0,7	2,3	1,0
Services aux particuliers	2,4	1,1	1,8	0,9	3,0	1,2	3,0	1,4
Éducation, santé, action sociale	3,8	1,3	6,2	2,1	2,9	0,8	4,2	1,8
Activités associatives	3,8	1,9	4,6	2,9	3,5	1,1	3,5	1,7
Taille								
50 à 199 salariés	2,9	1,0	2,6	0,9	2,9	0,9	3,8	1,5
200 à 999 salariés	2,6	0,9	2,6	0,9	2,3	0,7	2,9	1,2
Plus de 1 000 salariés	2,0	0,7	2,6	1,0	1,1	0,4	2,2	0,7

Source : DADS et DMMO, 2000.

Tableau 1.9 : Poids des quinquagénaires dans les licenciements

En %

	Licenciements				Départs (1)			
	50-54 ans		55-59 ans		50-54 ans		55-59 ans	
	Absolu	Relatif	Absolu	Relatif	Absolu	Relatif	Absolu	Relatif
Ensemble	8,5	0,69	13,3	2,45	3,2	0,26	3,5	0,65
Secteur								
Industries agroalimentaires	9,3	0,83	12,3	2,82	3,3	0,30	3,0	0,69
Industries des biens de consommation	10,5	0,78	14,9	2,76	4,4	0,33	5,0	0,92
Industrie automobile	9,3	0,50	22,7	2,82	2,7	0,15	14,3	1,78
Industrie des biens d'équipement	9,7	0,61	28,4	3,83	4,8	0,30	14,4	1,94
Industrie des biens intermédiaires	11,2	0,73	19,6	2,90	3,6	0,23	9,6	1,41
Énergie	16,4	1,11	27,1	5,89	7,9	0,54	13,3	2,90
Construction	8,8	0,60	16,0	1,87	4,5	0,31	9,8	1,14
Commerce	5,8	0,72	6,7	1,87	1,5	0,19	1,4	0,38
Transports	7,2	0,61	6,8	1,84	2,9	0,25	3,6	0,98
Activités financières	13,0	0,72	19,9	2,98	2,3	0,13	7,6	1,13
Activités immobilières	11,8	0,80	12,0	1,59	5,5	0,37	3,7	0,49
Services aux entreprises	6,1	0,64	7,6	1,61	3,6	0,38	2,2	0,47
Services aux particuliers	4,8	0,67	5,6	1,53	2,6	0,37	1,6	0,42
Éducation, santé, action sociale	12,7	0,93	12,4	1,95	3,8	0,28	2,1	0,32
Activités associatives	9,7	0,80	8,1	1,34	4,0	0,33	2,6	0,44
Taille								
50 à 199 salariés	8,6	0,78	9,7	1,96	3,4	0,31	2,9	0,59
200 à 999 salariés	8,5	0,72	14,7	2,90	3,0	0,25	3,7	0,72
Plus de 1 000 salariés	8,4	0,52	30,1	4,12	2,7	0,17	6,7	0,91
1. Licenciements, fins de contrat, préretraites, retraites.								

Lecture : le poids « relatif » désigne le quotient du poids de la classe d'âge considérée sur son poids dans l'emploi. Ce poids dans l'emploi a été calculé à partir des DADS sur les établissements de plus de 50 salariés (champ DMMO).

Source : DADS et DMMO, 2000.

Dans tous les secteurs, le poids des quinquagénaires dans les flux, entrants comme sortants, est nettement inférieur à leur poids dans l'emploi. Les 50-54 ans représentent ainsi 12,3 % de l'emploi dans les établissements de 50 salariés et plus (champ des DMMO), mais seulement 2,7 % des embauches et 3,2 % des « départs » (licenciements, fins de contrat, préretraites, retraites). C'est vrai également pour les 55-59 ans, en dépit de départs en retraite et préretraite nombreux dans cette classe d'âge. Ce résultat est dû à la surreprésentation très forte des débuts et fins de CDD dans les flux d'entrée et de sortie de l'emploi, ces contrats étant très majoritairement occupés par des jeunes. Les sorties de l'emploi diminuent continûment avec l'âge jusqu'à 55 ans ; elles croissent ensuite à partir de cet âge, du fait des cessations d'activité, mais dans une proportion qui reste inférieure à celle des

jeunes de moins de 30 ans (cf. figure 2.10 du chapitre 2 pour le taux de sortie des établissements d'une année sur l'autre selon l'âge).

En pratique, le poids *relatif* des quinquagénaires dans les sorties de l'emploi est donc presque toujours inférieur à 1. Dans ce qui suit, nous interprétons donc les flux d'emploi comme « favorables » ou « défavorables » aux seniors en comparant un secteur à l'autre, et non par une comparaison dans l'absolu des parts dans les flux avec les parts dans l'emploi.

Les résultats des tableaux 1.8 et 1.9 font apparaître des situations contrastées. Certains secteurs se caractérisent par de faibles flux de main-d'œuvre parmi les 50-59 ans. C'est le cas notamment du commerce, où ces derniers représentent une faible part des embauches et une faible part relative des départs. C'est également le cas de la finance, à l'exception près que les départs y deviennent relativement nombreux après 55 ans.

Dans les autres secteurs du tertiaire, la différence de poids relatif dans les départs avant et après 55 ans est plus faible. Les flux des 50-54 ans dans et hors de l'emploi sont plus importants que la moyenne dans des secteurs tels que la construction, les activités immobilières, les services aux entreprises ou les activités associatives. La situation des quinquagénaires de moins de 55 ans semble particulièrement mauvaise dans le secteur des services aux particuliers, puisqu'ils y sont moins nombreux que la moyenne des secteurs parmi les embauches, mais relativement plus nombreux parmi les sorties. En revanche, la situation des seniors dans ce secteur est plus favorable de 55 à 59 ans. Ils y sont relativement plus nombreux parmi les embauches que dans la moyenne des secteurs, et relativement moins nombreux parmi les départs.

La taille de l'établissement ne semble pas jouer au niveau des embauches. Les quinquagénaires sont un peu moins nombreux parmi les entrées dans les très grands établissements, mais la différence avec les établissements moyens est faible. Les différentes tailles se distinguent, en revanche, aux niveaux

des sorties : les quinquagénaires sortent plus nombreux avant 55 ans dans les établissements moyens, et après 55 ans dans les très grands établissements. Encore une fois, il pourrait s'agir là d'une conséquence du recours accru aux préretraites de la part des grands établissements.

5.3 Moins d'embauches dans les postes non-qualifiés...

Les deux analyses développées précédemment (analyse des mouvements de main-d'œuvre en contrôlant la variation globale de l'emploi et part des classes d'âge dans les flux d'emploi) peuvent être menées sur les différents groupes de qualifications ⁽²¹⁾. Une analyse désagrégée, au sein de chacune des catégories de qualification, ne modifie pas substantiellement les résultats précédents. En d'autres termes, les différences observées entre secteurs ou tailles d'établissements correspondent bien à des différences propres aux classes d'âge, et ne résultent pas simplement de l'effet indirect sur les âges de la gestion des qualifications.

Pour les cohortes de salariés qui entrent dans la classe des 50-54 ans en 2000, les mouvements de main-d'œuvre dans l'industrie sont négatifs et de plus grande ampleur pour les non-qualifiés que pour les plus qualifiés (cf. tableau 1.6). Cependant, cette observation s'explique encore une fois par une évolution de l'emploi plus défavorable aux non-qualifiés dans les secteurs industriels. Entre 1995 et 2000, l'emploi dans les postes non qualifiés y diminue en effet de 18 %, alors qu'il augmente de 1 à 2 % dans les postes qualifiés et très qualifiés. Toutes choses égales par ailleurs, les secteurs industriels ne se distinguent pas de la moyenne des autres secteurs, quelle que soit la catégorie de qualification considérée (cf. tableau B en annexe 2).

21 On remarquera cependant que, à ce niveau, les promotions à des postes plus qualifiés font partie des motifs d'entrée et de sortie de l'emploi, au même titre que les embauches, départs volontaires, licenciements et retraites.

Dans ces secteurs industriels, ainsi que dans la construction, les transports, le commerce et les services aux particuliers, la part des 50-59 ans dans les embauches est cependant d'autant plus faible que les postes sont moins qualifiés (cf. tableau 1.8). Cela tient, en partie, aux mêmes raisons que celles qui expliquent la plus forte part de quinquagénaires dans les postes plus qualifiés, à savoir l'entrée tardive des plus formés sur le marché du travail et le départ plus précoce des moins qualifiés en fin de carrière. Dans la construction et l'industrie, cela peut également tenir à la nature des emplois. Les postes non qualifiés dans ces secteurs peuvent comporter une composante physique, ce qui peut contribuer à écarter les plus âgés de ces emplois.

5.4 ... sauf dans certains secteurs de services

Certains secteurs de services se distinguent néanmoins par une proportion de quinquagénaires plus élevée parmi les embauches de non-qualifiés que parmi les embauches à des postes plus qualifiés. C'est le cas de la finance et de l'immobilier, des services aux entreprises, de la santé-éducation et des activités associatives. Cette particularité se vérifie pour les 50-54 ans aussi bien que pour les 55-59 ans. Ces secteurs qui embauchent beaucoup de non-qualifiés quinquagénaires sont de plus ceux où les quinquagénaires sont nombreux parmi les non-qualifiés en 2000 : il y aurait donc bien, dans ces secteurs, une demande élevée de salariés âgés dans les postes non qualifiés. Cette demande élevée pourrait être due à la nature des emplois de services, pour lesquels la composante physique est moins importante et où l'âge peut être un atout puisqu'il est associé à une plus grande expérience.

L'analyse est néanmoins complexe, puisque on ne distingue pas les promotions à des postes plus qualifiés des autres mouvements d'entrée ou sortie. En particulier, bien qu'ils embauchent beaucoup de non-qualifiés quinquagénaires, les secteurs de la finance et de la santé-éducation sont caractérisés, toutes choses égales par ailleurs, par des mouvements de main-d'œuvre défavorables pour les non-qualifiés et favorables pour les très qualifiés de 50-54 ans. Ceci pourrait souligner que, parallèlement

aux nombreuses embauches de quinquagénaires dans les postes non qualifiés, ces secteurs procèdent à de nombreuses promotions ou requalifications des postes. Cette interprétation reste cohérente avec l'idée d'une valorisation de l'expérience, mais nécessiterait une étude plus fine pour être confirmée.

6 Conclusion

L'analyse descriptive effectuée dans ce chapitre permet de tirer quelques premiers résultats importants pour comprendre la demande de travailleurs âgés des entreprises.

Premièrement, la répartition actuelle de ces travailleurs résulte en grande partie de facteurs historiques. Les seniors sont nombreux dans les entreprises et les secteurs anciens, qui ont beaucoup embauché dans le passé. La part des seniors dans l'emploi doit donc s'interpréter en terme de *vieillesse* de la main-d'œuvre, tout autant qu'en terme de facteurs contemporains de demande de travail par âge. En particulier, les ajustements des effectifs se faisant plus souvent sur la main-d'œuvre jeune, les seniors se retrouvent mécaniquement plus nombreux dans les entreprises en déclin. Cette observation sera de première importance dans le chapitre 3, au moment d'étudier la productivité des salariés âgés et leur contribution à la productivité des entreprises.

Deuxièmement, une fois contrôlé cet impact de l'histoire, il reste des différences entre établissements, suivant leur secteur et leur taille, dans la gestion de la main-d'œuvre âgée. Les perspectives d'emploi semblent plus favorables aux seniors dans certains secteurs de service où leur expérience pourrait être plus valorisée : immobilier, éducation-santé, associations, services aux entreprises ⁽²²⁾. Elles seraient

22 Du fait des restrictions liées à la source statistique utilisée, notre analyse ne prend pas en compte les salariés des particuliers employeurs, incluant notamment les femmes de ménages, gardes d'enfants ou de personnes dépendantes (environ 700 000 personnes au total). L'étude de ces salariés serait nécessaire pour compléter notre

plus défavorables dans d'autres secteurs comme le commerce ou la finance. Dans l'industrie, les mouvements de main-d'œuvre négatifs pour les quinquagénaires semblent surtout une réponse des entreprises à des problèmes de sureffectif, plutôt que le signe d'une plus faible demande de salariés âgés. Ces mouvements de main-d'œuvre ne sont pas plus défavorables que dans les autres secteurs si on prend en compte le fait que les réductions d'effectifs sont nettement plus nombreuses dans l'industrie. Enfin, la taille des établissements semble jouer sur l'emploi selon l'âge surtout après 55 ans. Les mouvements de main-d'œuvre après cet âge sont plus défavorables dans les grands établissements que dans les petits, ce qui pourrait résulter du recours accru des grands établissements aux plans de préretraite.

analyse et bien comprendre le rôle de l'âge sur la demande de travail, notamment dans des secteurs tels que l'éducation-santé et les services aux particuliers.

7 Annexe 1 : Les données utilisées

Les DADS

On utilise la base de données des Déclarations Administratives des Données Sociales (DADS) en 2000. Ces bases sont issues d'une formalité administrative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés. Dans cette déclaration, les employeurs sont tenus de communiquer annuellement, pour chaque établissement, la masse des traitements qu'ils ont versés, les effectifs employés et une liste nominative de leurs salariés indiquant pour chacun le montant perçu des rémunérations salariales. Ces DADS sont initialement adressées aux organismes de Sécurité sociale et à l'administration fiscale. L'exploitation statistique en est ensuite assurée par l'Insee.

Dans cet article, on utilise une base dans laquelle ces données sur les salariés ont été agrégées au niveau de chaque établissement. La connaissance des caractéristiques individuelles des salariés (âge, qualification, sexe) permet donc de connaître la structure de la main-d'œuvre à un niveau assez fin.

Le champ couvre l'ensemble du secteur privé et semi-public

Les DADS sont des données exhaustives. Elles recouvrent *a priori* tous les établissements du secteur privé et semi-public français. Sont exclus cependant du champ de l'étude le secteur de la pêche et celui de l'administration publique, les collectivités territoriales et les établissements hospitaliers. Les établissements présents dans la base de données sont donc des entreprises individuelles, des grandes entreprises nationales, des associations ou des sociétés.

Trois catégories de qualification

Par simplification, on ne retient que trois niveaux de qualification, définis à partir de la catégorie socioprofessionnelle. Il s'agit donc du niveau de qualification des postes occupés par les salariés, et non de leur niveau de formation. Le terme de « très qualifiés » est employé pour désigner les ingénieurs, techniciens, cadres et professions intermédiaires, celui de « qualifiés » pour désigner les ouvriers et employés qualifiés et celui de « non-qualifiés » pour les ouvriers non qualifiés, ainsi que les agents de surveillance, employés de commerce et personnels des services directs aux particuliers.

Des effectifs exprimés en équivalent année-travail

Pour chaque année et chaque salarié, les DADS indiquent le premier et le dernier jour de la période de travail du salarié dans l'entreprise. Les effectifs de salariés sont exprimés en équivalent année-travail, c'est-à-dire pondérés par le nombre de jours de présence dans l'entreprise. Il s'agit bien du nombre de jour pendant lequel un individu est considéré comme salarié de l'entreprise, et non du nombre de jours effectivement travaillés dans l'entreprise. En particulier, un salarié à temps partiel qui ne travaille que certains jours dans la semaine sera néanmoins compté comme présent dans les effectifs de l'entreprise tous les jours de la semaine.

Cette pondération permet d'éviter les doubles comptes. Ainsi, un salarié qui aura changé d'emploi en cours d'année et aura par exemple travaillé six mois dans un secteur et six mois dans un autre ne sera compté qu'une seule fois, puisqu'on lui affecte dans chacun des secteurs un coefficient 1/2.

16 niveaux de secteurs

La distinction entre les secteurs est effectuée au niveau de la Nomenclature Économique de Synthèse (NES) en 16 niveaux.

Le secteur des industries des biens de consommation regroupe l'habillement, l'édition, la pharmacie-parfumerie et l'industrie des équipements du foyer. L'industrie des biens d'équipement comprend la construction navale, aéronautique et nautique, ainsi que les industries des équipements mécaniques et des équipements électriques et électroniques. Les industries des biens intermédiaires sont celles des produits minéraux, du textile, du bois et papier, des composants électriques ainsi que la chimie et la métallurgie. Le secteur de l'énergie comprend la production de combustibles et de carburants ainsi que le secteur « eau, gaz, électricité ». Les services aux entreprises désignent les postes et télécommunications, le conseil, les services opérationnels et la recherche-développement. Les services aux particuliers regroupent, quant à eux, les hôtels-restaurants, les activités récréatives, culturelles et sportives, ainsi que les services personnels.

Par ailleurs, pour certains secteurs qui contiennent quelques grandes entreprises nationales (ou ex-grandes entreprises nationales), on présente les résultats avec et sans ces entreprises. Il s'agit des secteurs de l'énergie (EDF, GDF), des transports (SNCF, RATP) ainsi que les services aux entreprises (La Poste, France Télécom, CNRS).

La prise en compte du temps partiel

Dans la mesure où on s'intéresse au recours au temps partiel *relatif* des quinquagénaires par rapport à leurs cadets, on calcule celui-ci uniquement parmi les salariés masculins. Il serait en effet délicat d'inclure les salariés femmes dans le calcul : comparer le recours au temps partiel entre une femme de 30 ans et une femme de 50 ans a peu de sens, l'offre de travail à temps partiel étant plus forte parmi les femmes en âge d'avoir des enfants.

Par ailleurs, le taux de temps partiel calculé à partir des données est près de 10 points au-dessus de celui qui est habituellement calculé à partir de l'enquête *Emploi* (autour de 15 %). Cette différence

provient principalement d'une différence de définition des salariés à temps partiel retenus dans les DADS par rapport à l'enquête *Emploi* : le champ du temps complet dans les DADS inclut en effet les salariés travaillant à 80 %, mais exclut en plus du temps partiel proprement dit, tous les postes intérimaires, saisonniers et les salariés à domicile. Pour cette raison, il est d'ordinaire d'usage de parler plutôt de « temps non complet » dans les DADS, le terme de « temps partiel » étant impropre. Pour alléger l'écriture, on désigne néanmoins dans ce chapitre comme « temps partiel » ce qui est formellement du « temps non complet DADS ».

La mesure des effectifs en équivalent année-travail (c'est-à-dire pondérés par le nombre de jours) ne biaise pas le calcul du taux de temps partiel. Le nombre de jours dans les DADS représente en effet le nombre de jours de *présence dans les effectifs* de l'entreprise, c'est-à-dire la différence entre le premier et le dernier jour de présence dans l'entreprise. Il ne correspond pas au nombre de jours *effectivement travaillés* (une telle pondération aurait conduit à des valeurs plus faibles du taux de temps partiel).

8 Annexe 2 : Résultats de l'analyse « toutes choses égales par ailleurs »

Tableau A : Décomposition toutes choses égales par ailleurs des poids des quinquagénaires dans l'emploi

Coefficients multipliés par 100

Variable	Toutes qualifications confondues				Non-qualifiés				Qualifiés				Très qualifiés			
	50-54 ans		55-59ans		50-54 ans		55-59ans		50-54 ans		55-59ans		50-54 ans		55-59ans	
	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>
Constante	15,6	(0,83)	10,22	(0,65)	11,93	(1,13)	9,53	(0,89)	17,54	(0,89)	9,96	(0,63)	22,96	(1,09)	19,91	(0,86)
Secteur non renseigné	-0,63	(1,02)	-0,24	(0,80)	1,11	(1,49)	1,49	(1,17)	-3,72	(1,33)	-1,38	(0,95)	-4,41	(1,72)	-3,26	(1,36)
Industries agroalimentaires	-1,4	(0,11)	-0,36	(0,09)	0,89	(0,15)	-0,01	(0,12)	-2,57	(0,13)	-1,09	(0,10)	-2,24	(0,25)	-1,69	(0,20)
Industries des biens de consommation	1,23	(0,12)	0,66	(0,10)	3,33	(0,20)	1,16	(0,16)	-1,04	(0,15)	-0,77	(0,11)	-1,35	(0,20)	-1,91	(0,16)
Industrie automobile	0,95	(0,48)	0,56	(0,37)	3,05	(0,69)	0,51	(0,54)	-0,5	(0,53)	-0,54	(0,38)	-1,24	(0,69)	-1,85	(0,55)
Industrie des biens d'équipement	1	(0,13)	0,31	(0,10)	2,65	(0,21)	0,84	(0,17)	-0,17	(0,15)	-0,56	(0,11)	-2,83	(0,20)	-2,86	(0,16)
Industrie des biens intermédiaires	1,91	(0,11)	1,15	(0,09)	3,01	(0,16)	1,32	(0,13)	0,27	(0,13)	0,09	(0,09)	-0,77	(0,18)	-1,22	(0,14)
Énergie	4,47	(0,45)	1,59	(0,35)	6,33	(0,66)	2,65	(0,52)	1,89	(0,52)	0,74	(0,37)	-1,02	(0,65)	-1,97	(0,51)
Commerce	0,04	(0,07)	0,39	(0,05)	1,62	(0,11)	0,64	(0,09)	-1,58	(0,08)	-0,72	(0,06)	-3,72	(0,13)	-3,03	(0,10)
Transports	0,82	(0,11)	0,26	(0,09)	2,33	(0,23)	1,34	(0,18)	-0,83	(0,12)	-0,49	(0,09)	-3,13	(0,19)	-3,34	(0,15)
Activités financières	3,47	(0,12)	-0,02	(0,09)	12,44	(0,31)	11,57	(0,25)	-1,12	(0,15)	-1,99	(0,10)	-2,04	(0,19)	-5,58	(0,15)
Activités immobilières	6,14	(0,10)	5,94	(0,08)	10,29	(0,18)	8,23	(0,14)	-1,19	(0,16)	-0,08	(0,11)	-1,09	(0,21)	-0,94	(0,16)
Services aux entreprises	0,64	(0,08)	0,54	(0,06)	4,79	(0,14)	2,9	(0,11)	-2,89	(0,10)	-1,72	(0,07)	-4,57	(0,14)	-3,73	(0,11)
Services aux particuliers	-3,04	(0,08)	-1,55	(0,06)	-1,34	(0,12)	-1,17	(0,09)	-3,89	(0,10)	-1,72	(0,07)	-7,14	(0,15)	-5,41	(0,12)
Éducation, santé, action sociale	1,98	(0,10)	0,95	(0,07)	6,77	(0,18)	3,45	(0,14)	-0,95	(0,12)	-0,56	(0,09)	-3,3	(0,18)	-3,29	(0,14)
Activités associatives	-0,02	(0,14)	-0,09	(0,11)	6,52	(0,28)	3,39	(0,22)	-1,31	(0,18)	-0,54	(0,13)	-5,08	(0,23)	-3,62	(0,19)
Construction	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>
1 à 4 salariés	-0,48	(0,83)	-0,1	(0,64)	-1,79	(1,12)	-2,68	(0,88)	-3,51	(0,88)	-2,07	(0,63)	1,67	(1,08)	0,87	(0,85)
5 à 49 salariés	-2,7	(0,82)	-2,08	(0,64)	-2,86	(1,11)	-3,34	(0,88)	-4,54	(0,88)	-2,93	(0,63)	-0,11	(1,07)	-1,2	(0,85)
50 à 199 salariés	-2,93	(0,83)	-2,7	(0,65)	-3,36	(1,12)	-3,82	(0,88)	-4,27	(0,89)	-3,01	(0,63)	-1,1	(1,08)	-2,85	(0,86)

200 à 999 salariés	-2,72	(0,86)	-2,71	(0,67)	-2,33	(1,15)	-3,12	(0,90)	-3,59	(0,91)	-2,89	(0,65)	-2,41	(1,11)	-3,64	(0,88)
Plus de 1 000 salariés	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence
Date de création de l'étab. inconnue	0,86	(0,11)	-0,04	(0,08)	0,02	(0,16)	0,02	(0,13)	0,91	(0,13)	0,39	(0,09)	-0,36	(0,18)	-2,53	(0,14)
Entre 1999 et 2000	-5,63	(0,08)	-4,87	(0,07)	-5,4	(0,13)	-4,36	(0,10)	-5,06	(0,11)	-3,46	(0,08)	-8,19	(0,15)	-9,57	(0,12)
Entre 1995 et 1998	-4,31	(0,08)	-3,65	(0,06)	-4,53	(0,12)	-3,43	(0,09)	-4,24	(0,10)	-2,84	(0,07)	-6,28	(0,15)	-8,01	(0,11)
Entre 1990 et 1994	-3,11	(0,08)	-2,65	(0,06)	-3,45	(0,12)	-2,63	(0,10)	-3,43	(0,11)	-2,27	(0,08)	-4,07	(0,15)	-5,81	(0,12)
Entre 1980 et 1989	-1,84	(0,08)	-1,72	(0,07)	-2,13	(0,12)	-1,77	(0,10)	-2,18	(0,11)	-1,55	(0,08)	-1,88	(0,15)	-3,86	(0,12)
En 1979 ou avant	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence
Région inconnue	-8,48	(4,30)	-4,36	(3,35)	-9,42	(7,23)	-4,69	(5,68)	-7,45	(5,27)	-2,58	(3,76)	-10,19	(5,96)	-4,79	(4,71)
Ile de France	1,13	(0,07)	0,97	(0,05)	0,35	(0,10)	0,42	(0,08)	0,92	(0,09)	0,85	(0,06)	0,88	(0,11)	0,25	(0,09)
Champagne Ardennes	0,27	(0,14)	-0,85	(0,11)	0,61	(0,21)	-0,76	(0,17)	0,33	(0,18)	-0,45	(0,13)	1,35	(0,24)	-0,92	(0,19)
Picardie	0,23	(0,13)	-1,06	(0,10)	0,05	(0,20)	-1,28	(0,15)	0,57	(0,17)	-0,68	(0,12)	1,64	(0,22)	-0,57	(0,17)
Haute Normandie	-0,31	(0,13)	-0,9	(0,10)	-0,4	(0,19)	-0,82	(0,15)	0,48	(0,16)	-0,6	(0,12)	0,49	(0,22)	-0,9	(0,17)
Centre	0,5	(0,11)	-0,54	(0,08)	0,72	(0,17)	-0,13	(0,13)	0,69	(0,14)	-0,2	(0,10)	1,35	(0,19)	-0,79	(0,15)
Basse Normandie	-0,46	(0,13)	-1,53	(0,10)	-0,05	(0,20)	-0,97	(0,16)	-0,18	(0,17)	-1,13	(0,12)	0,36	(0,24)	-1,65	(0,19)
Bourgogne	0,46	(0,12)	-0,71	(0,10)	0,82	(0,19)	-0,46	(0,15)	0,8	(0,16)	-0,23	(0,11)	1,01	(0,22)	-1,04	(0,17)
Nord Pas de Calais	-0,12	(0,10)	-1,64	(0,08)	0,1	(0,15)	-1,65	(0,12)	0,05	(0,13)	-1,19	(0,09)	0,23	(0,16)	-1,77	(0,13)
Lorraine	-0,14	(0,11)	-1,09	(0,09)	0,16	(0,17)	-0,81	(0,14)	0,13	(0,15)	-0,76	(0,11)	0,02	(0,19)	-1,55	(0,15)
Alsace	-0,38	(0,12)	-0,87	(0,09)	0,5	(0,18)	-0,55	(0,14)	-0,93	(0,15)	-0,87	(0,11)	-0,51	(0,19)	-1,44	(0,15)
Franche Comté	-0,13	(0,15)	-0,55	(0,11)	0,33	(0,22)	-0,17	(0,17)	0,1	(0,19)	-0,26	(0,13)	0,09	(0,25)	-0,51	(0,20)
Pays de Loire	-0,28	(0,10)	-1,44	(0,07)	0,56	(0,15)	-0,64	(0,12)	-0,04	(0,12)	-1,04	(0,09)	0,23	(0,17)	-1,64	(0,13)
Bretagne	-0,16	(0,10)	-1,53	(0,08)	0,37	(0,15)	-1,02	(0,12)	0,02	(0,13)	-1,16	(0,09)	0,32	(0,18)	-1,82	(0,14)
Poitou Charente	-0,47	(0,12)	-1,35	(0,10)	-0,27	(0,19)	-0,8	(0,15)	0,15	(0,16)	-0,95	(0,11)	0,63	(0,22)	-1,18	(0,17)
Aquitaine	-0,4	(0,09)	-1,05	(0,07)	-0,35	(0,15)	-0,73	(0,12)	-0,19	(0,12)	-0,71	(0,09)	0,1	(0,16)	-0,78	(0,13)
Midi Pyrénées	-0,6	(0,10)	-1,03	(0,08)	-0,59	(0,16)	-0,57	(0,12)	-0,41	(0,13)	-0,71	(0,09)	0,17	(0,17)	-1,14	(0,14)
Limousin	0,01	(0,17)	-1,04	(0,14)	0,59	(0,27)	-0,33	(0,21)	0,13	(0,23)	-0,52	(0,16)	0,72	(0,31)	-1,56	(0,25)
Auvergne	-0,14	(0,13)	-0,99	(0,10)	0,43	(0,20)	-0,62	(0,16)	-0,06	(0,17)	-0,91	(0,12)	0,64	(0,24)	-1,01	(0,19)
Languedoc Roussillon	-0,5	(0,10)	-0,72	(0,08)	-0,58	(0,16)	-0,66	(0,13)	-0,14	(0,14)	-0,32	(0,10)	0,11	(0,18)	-0,63	(0,14)
PACA	-0,03	(0,08)	0,22	(0,06)	-0,28	(0,13)	-0,04	(0,10)	0,38	(0,11)	0,55	(0,08)	0,3	(0,14)	0,3	(0,11)
Corse	-1,25	(0,24)	-1,25	(0,19)	-1,44	(0,37)	-1,38	(0,29)	-0,62	(0,32)	-0,11	(0,23)	-0,54	(0,42)	-1,25	(0,33)
Dom	-4,92	(0,14)	-2,93	(0,11)	-4,09	(0,22)	-2,31	(0,17)	-4,61	(0,18)	-2,44	(0,13)	-4,8	(0,25)	-3,07	(0,20)

Rhône Alpes	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence
Entreprises individuelles	-2,99	(0,04)	-2,01	(0,03)	-0,14	(0,07)	-0,02	(0,06)	-1,19	(0,06)	-0,55	(0,04)	-4,06	(0,10)	-3,3	(0,08)
GEN	3,04	(0,40)	-2,57	(0,31)	9,51	(0,76)	4,05	(0,60)	0,81	(0,44)	-2,39	(0,31)	6,9	(0,56)	-3,99	(0,45)
Associations	0,51	(0,07)	0,69	(0,06)	0,92	(0,13)	1,13	(0,10)	0,98	(0,11)	0,86	(0,08)	-1,87	(0,13)	-1,98	(0,11)
Sociétés	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence
Part des femmes	0,56	(0,05)	-0,3	(0,04)	3,23	(0,09)	1,8	(0,07)	2,78	(0,08)	1,25	(0,06)	-2,67	(0,10)	-2,52	(0,08)
Nombre d'observations	1 426 373		838 521		930 923		829 313		1 426 373		838 521		930 923		829 313	
R ²	0,03		0,03		0,03		0,03		0,01		0,01		0,02		0,03	

Lecture : régression par les moindres carrés ordinaires de la part de quinquagénaires (50-54 ans ou 55-59 ans) dans l'emploi de la catégorie de qualification concernée (toutes qualifications, non-qualifiés, qualifiés, très qualifiés).

Champ : Etablissements des secteurs privés et semi-public (hors agriculture et fonctions publiques) en 2000

Source : DADS, 2000.

Tableau B : Décomposition toutes choses égales par ailleurs du mouvement de main-d'œuvre des quinquagénaires entre 1995 et 2000

Coefficients multipliés par 100

Variable	Toutes qualifications confondues				Non-qualifiés				Qualifiés				Très qualifiés			
	50-54 ans		55-59ans		50-54 ans		55-59ans		50-54 ans		55-59ans		50-54 ans		55-59ans	
	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>	Param	<i>Ecart type</i>
Constante	0,11	(0,57)	1,54	(0,45)	2,34	(0,81)	2,29	(0,63)	2,33	(0,66)	1,96	(0,49)	-1,7	(0,66)	0,09	(0,52)
Secteur non renseigné	3,08	(2,35)	-2,54	(1,83)	1,81	(3,55)	2,05	(2,76)	6,37	(3,62)	2,48	(2,59)	1,76	(3,57)	-8,24	(2,92)
Industries agroalimentaires	-0,41	(0,09)	-0,12	(0,07)	1,41	(0,12)	0,77	(0,09)	-1,45	(0,11)	-0,92	(0,08)	0,01	(0,16)	0,01	(0,12)
Industries des biens de consommations	-0,33	(0,10)	0,06	(0,08)	0,73	(0,15)	0,51	(0,12)	-0,76	(0,12)	-0,57	(0,09)	0,69	(0,14)	0,12	(0,11)
Industrie automobile	-0,22	(0,35)	0,14	(0,27)	0,19	(0,49)	0,49	(0,38)	-0,36	(0,41)	0,01	(0,31)	0,69	(0,43)	-0,46	(0,34)
Industrie des biens d'équipements	0,01	(0,10)	0,17	(0,08)	-0,1	(0,16)	-0,1	(0,13)	-0,29	(0,13)	-0,35	(0,09)	1,07	(0,13)	0,35	(0,11)
Industrie des biens intermédiaires	0,07	(0,08)	0,01	(0,07)	1,61	(0,12)	0,88	(0,10)	-0,49	(0,10)	-0,25	(0,07)	0,84	(0,11)	-0,07	(0,09)
Energie	-0,96	(0,34)	-0,71	(0,26)	0,37	(0,46)	-0,85	(0,36)	-1,44	(0,41)	-0,33	(0,30)	-0,8	(0,40)	-1,77	(0,32)
Commerce	-0,55	(0,06)	-0,09	(0,04)	0,77	(0,09)	0,38	(0,07)	-1,96	(0,07)	-1,06	(0,05)	0,07	(0,09)	-0,2	(0,07)
Transports	1,25	(0,09)	0,49	(0,07)	-0,17	(0,18)	-0,27	(0,14)	1,62	(0,11)	0,86	(0,08)	0,47	(0,13)	-0,53	(0,11)
Activités financières	-0,93	(0,09)	-1,1	(0,07)	-0,43	(0,21)	0,02	(0,16)	-2,55	(0,12)	-1,66	(0,09)	1,45	(0,12)	-0,56	(0,10)
Activités immobilières	-0,2	(0,09)	0,05	(0,07)	1,56	(0,15)	0,99	(0,11)	-1,9	(0,14)	-0,91	(0,11)	1,25	(0,15)	0,69	(0,12)
Services aux entreprises	0,57	(0,07)	0,51	(0,05)	1,06	(0,11)	0,63	(0,09)	-1,17	(0,09)	-0,64	(0,06)	1,36	(0,10)	0,59	(0,08)
Services aux particuliers	-0,72	(0,06)	-0,13	(0,05)	1,05	(0,10)	0,7	(0,08)	-2,83	(0,09)	-1,39	(0,07)	-0,42	(0,10)	-0,27	(0,08)
Education, santé, action sociale	0,55	(0,08)	0,56	(0,06)	-0,2	(0,14)	0,04	(0,10)	0,15	(0,10)	0,1	(0,07)	1,44	(0,12)	1	(0,10)
Activités associatives	0,84	(0,11)	0,72	(0,09)	1,82	(0,21)	1	(0,17)	-0,91	(0,15)	-0,54	(0,11)	1,2	(0,16)	0,92	(0,13)
Construction	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>
1 à 4 salariés	-6,49	(0,55)	-7,49	(0,43)	-14,46	(0,78)	-14,21	(0,61)	-11,5	(0,63)	-10,93	(0,47)	-6,92	(0,62)	-7,91	(0,49)
5 à 49 salariés	-3,03	(0,55)	-5,47	(0,43)	-12,36	(0,78)	-12,97	(0,61)	-8,31	(0,63)	-9,22	(0,47)	-4,49	(0,62)	-6,89	(0,49)
50 à 199 salariés	-0,65	(0,56)	-3,05	(0,43)	-8,59	(0,79)	-9,55	(0,61)	-3,8	(0,63)	-5,31	(0,47)	0,12	(0,62)	-3,65	(0,49)
200 à 999 salariés	-0,2	(0,57)	-2,62	(0,45)	-7,05	(0,81)	-7,76	(0,63)	-2,52	(0,65)	-3,78	(0,48)	1,79	(0,64)	-1,83	(0,51)
Plus de 1000 salariés	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>	0	<i>référence</i>
Date de création de l'étab. inconnue	-0,1	(0,07)	-0,28	(0,05)	-0,18	(0,10)	-0,25	(0,07)	0,16	(0,08)	0,04	(0,06)	0,16	(0,09)	-0,37	(0,07)
Entre 1999 et 2000	-0,51	(0,29)	-0,28	(0,22)	-1,67	(0,43)	-0,63	(0,33)	-0,11	(0,38)	0,07	(0,28)	-0,57	(0,41)	-0,71	(0,33)
Entre 1995 et 1998	4,4	(0,07)	2,1	(0,05)	1,8	(0,11)	0,63	(0,08)	2,43	(0,10)	1,13	(0,07)	2,6	(0,10)	0,88	(0,08)
Entre 1990 et 1994	0,03	(0,05)	-0,16	(0,04)	-0,45	(0,07)	-0,43	(0,06)	-0,3	(0,07)	-0,37	(0,05)	-0,13	(0,08)	-0,44	(0,06)
Entre 1980 et 1989	-0,18	(0,05)	-0,22	(0,04)	-0,39	(0,07)	-0,36	(0,06)	-0,35	(0,07)	-0,31	(0,05)	-0,13	(0,08)	-0,44	(0,06)

En 1979 ou avant	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence
Rhône Alpes	1,49	(0,15)	0,44	(0,12)	0,51	(0,21)	0,23	(0,16)	1,89	(0,19)	0,51	(0,14)	1,09	(0,22)	0,8	(0,17)
Ile de France	1,77	(0,15)	0,76	(0,11)	0,46	(0,20)	0,18	(0,16)	1,87	(0,19)	0,56	(0,14)	1,6	(0,21)	1,21	(0,17)
Champagne Ardennes	1,43	(0,17)	0,1	(0,13)	0,8	(0,25)	0,01	(0,19)	2,06	(0,23)	0,43	(0,17)	0,9	(0,25)	0,3	(0,20)
Picardie	1,09	(0,17)	0	(0,13)	0,78	(0,24)	0,15	(0,19)	1,92	(0,22)	0,13	(0,16)	0,55	(0,25)	0,26	(0,19)
Haute Normandie	1,09	(0,17)	-0,03	(0,13)	0,6	(0,24)	-0,07	(0,18)	1,89	(0,22)	0,33	(0,16)	0,7	(0,25)	0,48	(0,19)
Centre	1,5	(0,16)	0,2	(0,12)	0,85	(0,23)	0,09	(0,17)	2,12	(0,21)	0,45	(0,15)	1,01	(0,23)	0,37	(0,18)
Basse Normandie	1,28	(0,17)	-0,02	(0,13)	0,86	(0,24)	0,04	(0,19)	2,02	(0,22)	0,41	(0,16)	0,98	(0,25)	0,2	(0,20)
Bourgogne	1,42	(0,17)	0,14	(0,13)	0,9	(0,24)	0,29	(0,18)	2,05	(0,22)	0,35	(0,16)	1,16	(0,24)	0,41	(0,19)
Nord Pas de Calais	0,97	(0,16)	-0,21	(0,12)	0,67	(0,22)	-0,27	(0,17)	1,68	(0,20)	0,05	(0,15)	0,43	(0,23)	0,15	(0,18)
Lorraine	1,26	(0,16)	-0,08	(0,13)	0,89	(0,23)	0,01	(0,18)	1,87	(0,21)	0,15	(0,16)	0,6	(0,24)	0,15	(0,19)
Alsace	1,03	(0,16)	-0,14	(0,13)	0,84	(0,23)	0,15	(0,18)	1,45	(0,22)	-0,04	(0,16)	0,63	(0,24)	0,09	(0,19)
Franche Comté	1,15	(0,18)	0,13	(0,14)	0,68	(0,25)	0,33	(0,19)	1,62	(0,23)	0,36	(0,17)	0,74	(0,26)	0,41	(0,20)
Pays de Loire	1,34	(0,16)	-0,1	(0,12)	0,84	(0,22)	-0,09	(0,17)	2,03	(0,20)	0,23	(0,15)	0,79	(0,23)	0,14	(0,18)
Bretagne	1,3	(0,16)	-0,08	(0,12)	0,64	(0,22)	0,04	(0,17)	2,03	(0,21)	0,18	(0,15)	0,54	(0,23)	0,07	(0,18)
Poitou Charente	1,47	(0,17)	0,12	(0,13)	0,73	(0,24)	0,21	(0,18)	2,12	(0,22)	0,32	(0,16)	1,03	(0,25)	0,35	(0,19)
Aquitaine	1,19	(0,16)	0,18	(0,12)	0,7	(0,22)	0,23	(0,17)	1,76	(0,20)	0,43	(0,15)	0,66	(0,23)	0,55	(0,18)
Midi Pyrénées	1,3	(0,16)	0,14	(0,12)	0,68	(0,22)	0,14	(0,17)	1,79	(0,21)	0,35	(0,15)	0,89	(0,23)	0,36	(0,18)
Limousin	1,03	(0,19)	-0,02	(0,15)	0,62	(0,27)	0,28	(0,21)	1,68	(0,25)	0,23	(0,18)	0,81	(0,28)	0,04	(0,22)
Auvergne	1,19	(0,17)	0,07	(0,13)	0,86	(0,24)	0,07	(0,19)	1,64	(0,22)	0,36	(0,17)	0,48	(0,25)	0,2	(0,20)
Languedoc Roussillon	1,26	(0,16)	0,28	(0,12)	0,76	(0,23)	0,31	(0,18)	1,62	(0,21)	0,29	(0,16)	0,85	(0,23)	0,52	(0,18)
PACA	1,4	(0,15)	0,46	(0,12)	0,73	(0,21)	0,49	(0,16)	1,84	(0,20)	0,6	(0,15)	0,89	(0,22)	0,67	(0,17)
Corse	1,26	(0,24)	0,37	(0,19)	0,86	(0,35)	0,33	(0,27)	1,34	(0,33)	0,64	(0,24)	0,85	(0,35)	0,86	(0,27)
Dom	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence
Entreprises individuelles	-0,31	(0,04)	-0,32	(0,03)	-0,06	(0,06)	-0,04	(0,04)	-0,35	(0,05)	-0,2	(0,04)	-0,7	(0,07)	-0,53	(0,06)
GEN	4,18	(0,26)	-5,22	(0,21)	0,89	(0,52)	-0,62	(0,41)	2,42	(0,31)	-4,1	(0,23)	8,25	(0,33)	-3,83	(0,27)
Associations	1,05	(0,06)	0,46	(0,05)	0,93	(0,10)	0,48	(0,08)	0,52	(0,09)	0,34	(0,06)	1,76	(0,09)	0,89	(0,07)
Sociétés	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence	0	référence
Part des femmes	-0,13	(0,05)	-0,34	(0,04)	1,52	(0,07)	0,72	(0,06)	-0,5	(0,07)	-0,46	(0,05)	-0,94	(0,07)	-0,79	(0,06)
Taux de croissance catégorie	0,02	(0,00)	0,01	(0,00)	0,01	(0,00)	0,01	(0,00)	0	(0,00)	0	(0,00)	0,04	(0,00)	0,03	(0,00)
Pas de A[i-1] en 1995	7,54	(0,03)	6,81	(0,03)	12,05	(0,05)	11,93	(0,05)	10,81	(0,05)	10,25	(0,04)	9,33	(0,05)	8,81	(0,04)
360/nb de jours A[i-1] en 1995	0,06	(0,00)	0,05	(0,00)	0,08	(0,00)	0,07	(0,00)	0,07	(0,00)	0,06	(0,00)	0,06	(0,00)	0,05	(0,00)
Nombre d'observations	697 022		697 312		431 749		433 414		489 076		491 107		425 243		427 197	
R ²	0,09		0,1		0,12		0,14		0,11		0,14		0,1		0,12	

Lecture : régression par les moindres carrés ordinaires de la contribution « mouvement de main-d'œuvre » à la variation de la part de quinquagénaires (50-54 ans ou 55-59 ans) dans l'emploi de la catégorie de qualification concernée (toutes qualifications, non-qualifiés, qualifiés, très qualifiés).

Champ : Etablissements des secteurs privés et semi-public (hors agriculture et fonctions publiques), pérennes de 1995 à 2000, employant des salariés dans la catégorie de qualification considérée.

Source : DADS, 1995 et 2000.

Chapitre 2

Les salaires des seniors

1 Introduction

En moyenne, les salaires croissent avec l'âge. Ainsi, dans le secteur privé et semi-public en France, les 50-54 ans gagnent en moyenne 21 % de plus que les 30-39 ans en 2001 ⁽²³⁾. L'écart est encore plus élevé pour les 55-59 ans (+30 %).

Plus précisément, le profil des salaires moyens selon l'âge en France semble se découper en trois parties : une phase de forte croissance des salaires moyens avec l'âge pour les salariés jeunes (jusqu'à 30-35 ans), une phase de faible croissance du salaire moyen (entre 35 et 50 ans), puis une dernière phase où la croissance du salaire moyen avec l'âge est de nouveau forte, même si elle reste plus faible que pour les salariés jeunes (après 50 ans). A titre d'exemple, pour les hommes travaillant en Ile-de-

23 Salaires bruts horaires dans les DADS. A chaque fois, on compare le salaire des seniors à une classe d'âge intermédiaire, les 30-39 ans. On évite ainsi de comparer à des salariés plus jeunes, afin de ne pas capter des phénomènes propres à ces salariés entrant sur le marché du travail.

France ⁽²⁴⁾, le salaire moyen croît en moyenne de 5,1 % pour chaque année d'âge entre 20 et 34 ans, de 1 % entre 35 et 49 ans et de 1,9 % de 50 à 59 ans (cf. tableau 2.1).

Tableau 2.1 : Ecart moyen de salaire horaire entre une classe d'âge et la classe d'âge directement inférieure

	Ensemble	Hommes	Femmes
20-34 ans	4,6%	5,1%	3,8%
35-49 ans	0,6%	1,0%	0,1%
50-59 ans	1,6%	1,9%	0,7%

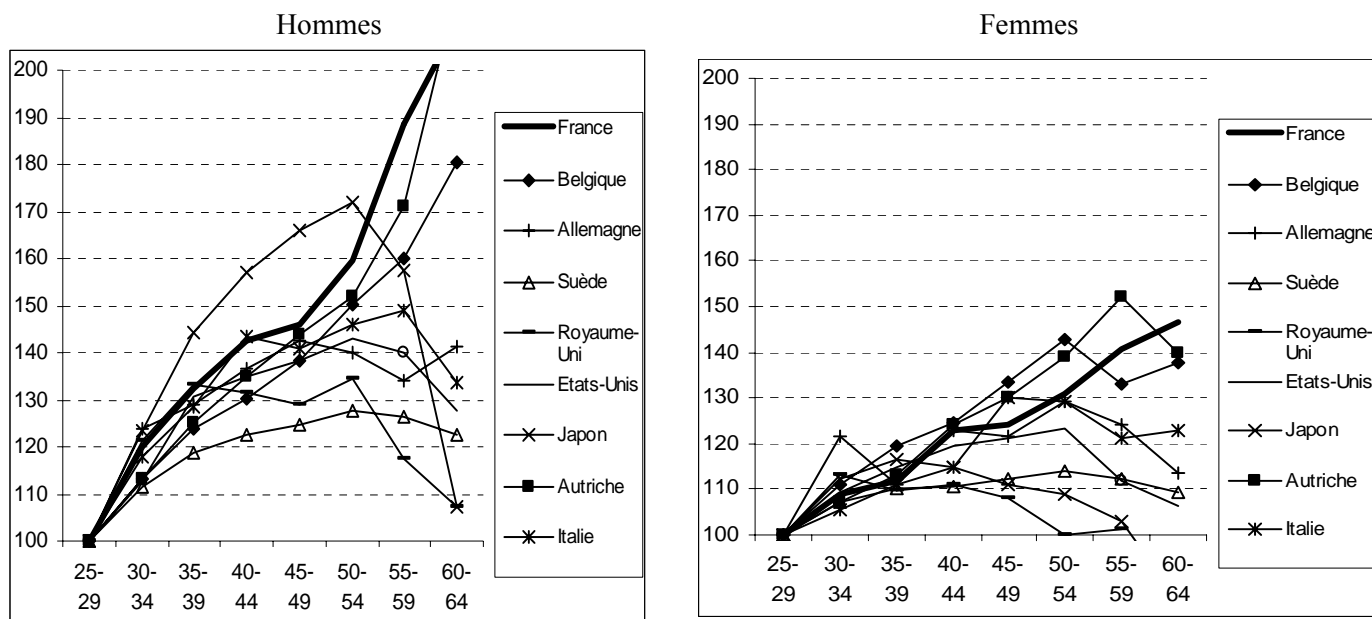
Lecture : pour les salariés ayant entre 20 et 34 ans, le salaire brut horaire moyen d'une classe d'âge a est en moyenne de 4,6 % plus élevé que le salaire brut horaire moyen de la classe d'âge (a-1).

Source : DADS, 2000, Ile de France, hors salariés dont le salaire horaire est inférieur à 1 euro ou supérieur à 200 euros

Ce profil particulièrement pentu du salaire moyen après 50 ans ne s'observe pas dans tous les pays développés. Dans les données de comparaison internationale fournies par l'OCDE (2005), on le retrouve dans deux autres pays seulement : la Belgique et l'Autriche (cf. figure 2.1). En revanche, dans les autres pays (Allemagne, Suède, Royaume-Uni, Italie, Japon, Etats-Unis), le profil des salaires moyens est plat, voire décroissant, après 50 ans.

24 Dans ce chapitre, plusieurs résultats sur les gains de salaires avec l'âge, dont ceux du tableau 2.1, sont issus du fichier poste « Ile-de-France » des DADS de l'année 2000. Cette restriction est due à des limites techniques : les fichiers « postes » des DADS sont des fichiers régionaux, et celui correspondant à l'Ile-de-France compte à lui seul plus de 10 millions d'observations (40 millions pour la France métropolitaine). Une analyse par quantile, comme celle de la section 3, qui nécessite de travailler sur la base de toute les observations individuelles de salaire, serait donc très lourde à mener sur un champ géographique exhaustif (en revanche, pour les analyses à un niveau plus agrégé, sur les salaires moyens ou dans les analyses au niveau établissement, nous travaillons bien sur des fichiers « France entière »). Le profil d'évolution du salaire avec l'âge est néanmoins similaire en Ile-de-France et dans la France entière. La restriction géographique du champ perturbe donc peu notre analyse. Les « postes » correspondant à un salaire horaire inférieur à 1 euro ou supérieur à 200 euros sont par ailleurs systématiquement exclus du calcul.

Figure 2.1 : Profils des salaires par âge dans plusieurs pays de l'OCDE



Note : salaires mensuels des salariés à temps complet par tranche d'âge (salaires bruts moyens hebdomadaires pour le Royaume-Uni, mensuels pour l'Allemagne et le Japon, annuels pour les Etats-Unis et l'Italie ; salaires après impôts en Italie ; primes non comprises au Japon). Pour la France : salaires bruts horaires moyens. Base 100 = 25-29 ans

Il s'agit des salaires relatifs moyens par groupe d'âge, sans contrôle des effets de composition, de sélection ou de cohortes. Par ailleurs, les données sont issues de sources propres à chaque pays et renvoient à des variables de nature différente.

Source : OECD Wage Data base of Full Time Workers, 2005. Pour la France : DADS. Pour les autres pays : Japon: données 2000 du Basic Survey on wage structure ; Allemagne : données 1998 du German socio-economic panel ; Italie : données 1998 du Survey of Italian household's income and wealth from Banca Italia ; Royaume-Uni : données 2000 du Labour Force Survey ; Etats-Unis : données 2000 du Current population survey)

Une première lecture rapide de ces écarts pourrait amener à conclure qu'il existe en France des mécanismes aboutissant à une croissance plus forte du salaire avec l'âge, et donc à des coûts salariaux relatifs plus élevés des seniors. Cette lecture alimenterait le discours selon lequel les salaires des seniors seraient « trop » élevés, et constitueraient de ce fait un « obstacle » à leur emploi, puisqu'ils seraient responsables d'une demande de travailleurs âgés plus faible en France.

Une telle interprétation se réfère implicitement à un modèle de demande de travail simple, dans lequel les travailleurs sont parfaitement substituables entre eux. Dans un cadre statique et concurrentiel, les employeurs choisissent en effet les salariés qui, à compétences égales, ont le coût salarial le plus faible. La lecture des salaires moyens élevés des seniors en France comme un obstacle à leur emploi repose donc sur l'hypothèse implicite que les écarts salariaux observés témoignent de l'existence et de

l'importance de mécanismes non concurrentiels d'augmentation du salaire avec l'âge. Or le simple profil de croissance des salaires moyens avec l'âge ne renseigne en réalité ni sur l'évolution individuelle du salaire, ni sur le coût salarial relatif des catégories d'âge à caractéristiques équivalentes. *A fortiori*, il ne permet pas de présumer des conséquences en terme d'emploi des classes d'âge.

A ce stade, l'explication du profil observé des salaires, ainsi que le lien salaire – emploi, ne sont pas évidents. La problématique de ce chapitre est donc à la fois de nature statistique et économique : quels mécanismes expliquent le profil des salaires moyens selon l'âge ? et que peut-on en déduire sur la demande de travail par classe d'âge ?

Nous abordons ces questions selon trois angles différents. La section 2 aborde le profil des salaires de manière théorique : d'où provient la croissance des salaires avec l'âge ? Comment jouent les déterminants « technologiques », notamment la productivité, les mécanismes incitatifs ou assuranciers, les rigidités dans la fixation des salaires ? Dans la section 3, nous revenons sur le diagnostic. Nous cherchons notamment à savoir comment interpréter le profil observé en France : dans quelle mesure les écarts entre classes d'âge reflètent-ils les « vrais » gains de rémunération avec l'âge ? Ces gains sont-ils systématiques ? Peut-on « décomposer » l'influence des divers mécanismes de fixation des salaires ? La dernière section étudie enfin le lien entre salaire et emploi selon l'âge de manière empirique, en analysant les liens observés entre les coûts salariaux et les niveaux et flux d'emploi des classes d'âge.

2 Salaire et âge : que dit la théorie ?

D'un point de vue théorique, plusieurs mécanismes permettent d'expliquer la croissance observée des salaires avec l'âge. L'objectif de cette section n'est pas de spécifier un modèle complet de demande de travail avec son processus de fixation des salaires selon l'âge. Nous explorons simplement les

différentes dimensions d'un tel processus, afin de pouvoir interpréter les observations sur les salaires dans les analyses qui suivent.

2.1 Coût salarial et productivité

Dans un cadre statique et sous l'hypothèse d'un fonctionnement totalement concurrentiel du marché du travail, le salaire est égal à la productivité individuelle « marginale » du travail. 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.

Ce cadre se réfère à la théorie du capital humain (Becker, 1975). Dans un tel cadre, le salaire horaire plus élevé des seniors signifierait un capital humain, et donc une productivité, plus grande, le profil de croissance de cette productivité avec l'âge étant identique à celui du salaire. Cette croissance du capital humain avec l'âge résulterait elle-même de l'accumulation, avec l'expérience, de savoir-faire et de connaissances (Mincer, 1974) ⁽²⁵⁾. 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,

25 Cependant, certains facteurs, liés à l'obsolescence des qualifications et des compétences, pourraient également expliquer une productivité qui *diminuerait* avec l'âge en fin de vie active. Ces aspects sont étudiés en détail dans le chapitre 4. Outre ces facteurs, il convient également de citer, parmi les causes possibles d'une diminution de la productivité, l'évolution des capacités physiologiques et psychologiques avec l'âge et la diminution de l'horizon d'activité, qui peut conduire à une baisse de l'investissement en capital humain, et en pratique de la formation des seniors.

1979 ; Mac Donald, 1982). Sous ces hypothèses, le salaire plus élevé des seniors ne représenterait pas un obstacle à leur emploi ⁽²⁶⁾.

Avec l'ancienneté, les salariés peuvent également accumuler un capital humain spécifique à leur entreprise, qui n'est pas nécessairement valorisable sur le marché du travail. L'ancienneté moyenne croissant en général avec l'âge, l'accumulation de capital humain spécifique peut participer à la croissance, en moyenne, de la productivité avec l'âge. Dans le cas de ce capital humain spécifique, les gains de salaires peuvent être inférieurs aux gains de productivité puisque les coûts et le surplus des investissements dans ce type de capital humain sont partagés entre entreprises et salariés.

2.2 Aspects dynamiques dans le mécanisme de fixation des salaires

En pratique, le cadre statique est trop restrictif pour étudier le lien entre salaire et demande de travail. Comme cela a été illustré au chapitre 1, l'ajustement de la main-d'œuvre des entreprises se fait avec une certaine inertie. La structure par âge peut résulter de décisions passées tout autant que de facteurs contemporains de demande. Il peut de même exister une « inertie » des salaires, qui se manifesterait

26 Avec un cadre statique un peu plus élaboré, dans lequel la fixation des salaires se fait de manière partiellement exogène et où il y aurait une hétérogénéité des productivités des individus au sein même des classes d'âge, l'adéquation entre salaire et productivité peut se faire au prix d'une sélection dans l'emploi des salariés. Dans ce cadre, seuls les seniors les plus productifs resteraient en emploi, ce qui expliquerait un salaire et une productivité en moyenne plus élevés. Les autres seniors seraient évincés de l'emploi et maintenus dans une situation de chômage ou d'inactivité. Notons qu'un tel « équilibre » peut se réaliser sur la seule base d'effets d'offre de travail. Si le salaire de réserve des individus augmente avec l'âge, la sélection des salariés dans l'emploi est elle aussi de plus en plus forte avec l'âge, d'où l'observation, en moyenne, d'individus restant en emploi d'autant plus rémunérés et productifs qu'ils sont âgés. Cet exemple a pour but d'illustrer le fait qu'il est, théoriquement, tout à fait possible d'observer une croissance des salaires moyens avec l'âge, tout en restant cohérent à la fois avec le fait que les salaires sont égaux à la productivité et que, à un niveau individuel, la productivité ne croît pas forcément à tous âges.

sous la forme de rigidités. Ces dernières prennent par exemple la forme de paiements systématiques selon l'ancienneté des salariés ou de grilles salariales selon l'âge⁽²⁷⁾.

« L'inertie » dans les ajustements de main-d'œuvre (en pratique, l'existence de délais avant que les ajustements n'aient lieu) permet d'expliquer que la structure observée de l'emploi et des salaires selon l'âge s'écarte temporairement de l'optimum statique. Cette « inertie » peut provenir des coûts d'ajustement de la main-d'œuvre : embauches et licenciements. Ces coûts englobent à la fois les coûts financiers (coûts d'embauche et de licenciement), mais aussi légaux (procédures à satisfaire pour licencier un salarié), informationnels (l'employeur connaît mieux les compétences de ses salariés en place que des candidats aux postes proposés), etc. Si ces coûts sont très élevés, il peut être moins coûteux pour les entreprises de choisir de garder leurs salariés âgés, même si l'écart de salaire n'est pas compensé par un écart de productivité suffisant.

Le profil des coûts d'ajustement selon l'âge n'est pas clair, *a priori*, en France. En ce qui concerne le coût de séparation, on considère généralement qu'il est croissant avec l'âge. Les coûts de licenciement augmentent en effet avec l'ancienneté, et les salariés les plus âgés ont en moyenne une ancienneté plus grande. A cela s'ajoute le fait que les jeunes sont nettement plus souvent employés que les seniors sur des contrats « précaires », de type CDD ou intérim, pour lesquels les ruptures sont moins coûteuses. Par ailleurs, le départ d'un salarié âgé et l'embauche d'un salarié jeune ne signifient pas le remplacement de l'un par l'autre. Cette substitution peut se traduire par des promotions en cascade, associées à des promotions salariales, qui augmentent encore le coût du « remplacement » (Insee-Dares-Liaisons Sociales, 1996). Enfin, la contribution Delalande augmente encore les coûts de licenciements après 50 ans. Cette idée doit néanmoins être nuancée en ce qui concerne les plus âgés parmi les seniors. Les entreprises peuvent choisir de se séparer de préférence des plus de 55 ans,

27 L'existence de grilles salariales ne place pas nécessairement dans un cadre dynamique, puisque de telles grilles sont également compatibles avec un cadre statique. Mais les raisons pour lesquelles ces grilles ont été mises en places, et donc les déterminants sous-jacents, se réfèrent le plus souvent à un cadre dynamique.

puisque la séparation d'avec ces salariés peut être plus facile et mieux acceptée socialement, du fait de l'existence de divers dispositifs, tels que les préretraites ou la Dispense de Recherche d'Emploi (DRE) pour les chômeurs âgés. En ce qui concerne les coûts d'embauches, il est plus difficile d'inférer une relation avec l'âge. La plus grande expérience des seniors pourrait diminuer le coût lié à l'incertitude sur les compétences réelles des candidats à un poste. D'un autre côté, on considère généralement que les rendements de la formation diminuent avec l'âge : il peut donc être plus coûteux de former un senior récemment embauché à son nouveau poste qu'un jeune.

2.3 Incitations et assurance

Outre la problématique des coûts d'ajustement, l'existence de problèmes d'incitations et d'asymétries d'information justifie également de se placer dans une perspective dynamique pour comprendre la demande de travail et la fixation des salaires selon l'âge. Certains modèles théoriques prévoient ainsi que l'adéquation entre salaire et productivité ne se fait que sur l'ensemble de la relation d'emploi entre un salarié et son entreprise. Ces deux grandeurs peuvent être différentes de manière statique, à différents moments de cette relation d'emploi.

Bommier *et al.* (2001) présentent une synthèse très complète de ces modèles, dont la plupart ont été développés au cours des années 1980, ainsi que de leurs mécanismes et des développements et critiques théoriques qui leurs ont été adressés ultérieurement. Dans la mesure où le but principal de ce chapitre est l'analyse empirique des profils de salaire et du lien salaire - emploi en France, nous nous contentons ici de rappeler les principaux modèles théoriques. On se reportera à la synthèse de Bommier *et al.* (2001) pour une présentation plus exhaustive ⁽²⁸⁾.

28 On pourra également se reporter à Gautié (2002 et 2004).

Les modèles d'*incitation* reposent sur l'idée que la productivité des salariés n'est pas vérifiable, en tout cas par un tiers (par exemple, un tribunal), ce qui implique qu'elle ne peut pas être contractualisée. L'employeur cherche donc un contrat dans lequel le salarié sera amené à fournir un niveau élevé de productivité pour des raisons incitatives. Le plus connu de ces modèles est celui de Lazear (1979), qui propose 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. Ce mécanisme a 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 embauché 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.

Les mécanismes d'*assurance* (Harris et Holmstrom, 1982) visent à prémunir les salariés contre un risque de perte de productivité en fin de carrière. Les entreprises assurent pour cela des gains de salaire avec l'âge supérieurs aux gains de productivités pour assurer, par exemple, qu'ils restent positifs, ou au moins non négatifs, tout au long de la carrière.

Enfin, les mécanismes d'« épargne forcée » (Loewenstein et Sicherman, 1991) reposent sur l'hypothèse d'un goût des salariés pour des salaires croissants au cours du temps, par exemple afin d'assurer que les revenus progressent au même rythme que les charges familiales. Dans ces modèles, les entreprises payent un peu moins leurs salariés jeunes et un peu plus leurs salariés âgés, afin de répondre au souhait de voir le salaire augmenter avec l'âge.

3 Comment interpréter le profil d'évolution des salaires avec l'âge ?

La section précédente illustre le fait que de nombreux mécanismes peuvent expliquer la croissance des salaires *individuels* selon l'âge. L'intérêt d'étudier les profils individuels de salaire est évident dans la mesure où, comme on l'a rappelé en introduction de ce chapitre, la problématique du coût salarial comme un facteur de moindre demande de travailleurs âgés implique de pouvoir comparer les salaires « à compétences égales ». Le suivi des salaires individuels permet de contrôler les différences, éventuellement inobservables, entre salariés. Il permet donc de mieux identifier ce qui, dans la croissance des salaires, est effectivement dû à l'âge ou aux dimensions qui lui sont corrélées, comme l'expérience. En pratique, on ne dispose cependant souvent que d'observations statistiques sur les salaires moyens par classe d'âge.

L'analyse des différences entre classes d'âge concernant ces salaires *moyens* pose quelques difficultés supplémentaires. En plus des différences liées à l'évolution avec l'âge de certaines caractéristiques propres à chaque individu, les classes d'âge se distinguent par des compositions différentes. L'estimation des « vrais » gains de salaires liés à l'âge, c'est-à-dire de la progression moyenne du salaire pour un individu donné, ne peut donc pas se réduire à la comparaison des salaires moyens d'une classe d'âge à l'autre. De plus, l'hétérogénéité des salaires n'est pas la même dans toutes les classes d'âge. Le suivi des salaires moyens peut masquer certaines caractéristiques liées à une distribution différente des salaires.

Dans cette section, nous revenons donc sur le diagnostic empirique de la figure 2.1. En décomposant les profils de salaires moyens, nous cherchons, d'une part, à identifier certaines caractéristiques des profils individuels de salaire selon l'âge et, d'autre part, à tester si certains des mécanismes décrits dans la section précédente jouent effectivement ou non.

3.1 Les comparaisons internationales ne fournissent pas de conclusion robuste

L'idée d'une croissance des salaires après 50 ans plus forte en France que dans les autres pays développés se fonde principalement sur la comparaison internationale fournie par l'OCDE (2005), reprise dans la figure 2.1. Vu la rareté des données de comparaison internationale disponibles sur le sujet, ce sont les mêmes profils de salaires qui sont également présentés, par exemple, par Gautié (2004), Aubert (2005) et Aubert et al. (2005) ⁽²⁹⁾.

Ces résultats sont néanmoins à interpréter avec prudence, du fait des limites des comparaisons internationales. Les données sont propres à chaque pays et renvoient à des variables de nature différente. Les résultats varient fortement selon la source et la méthodologie retenue. Dans le cas de profils de salaires moyens, le traitement (exclusion ou non) des salaires extrêmes est notamment susceptible de modifier grandement les résultats d'un pays à l'autre. De même, les éléments de rémunérations pris en compte, notamment les primes, varient entre les pays.

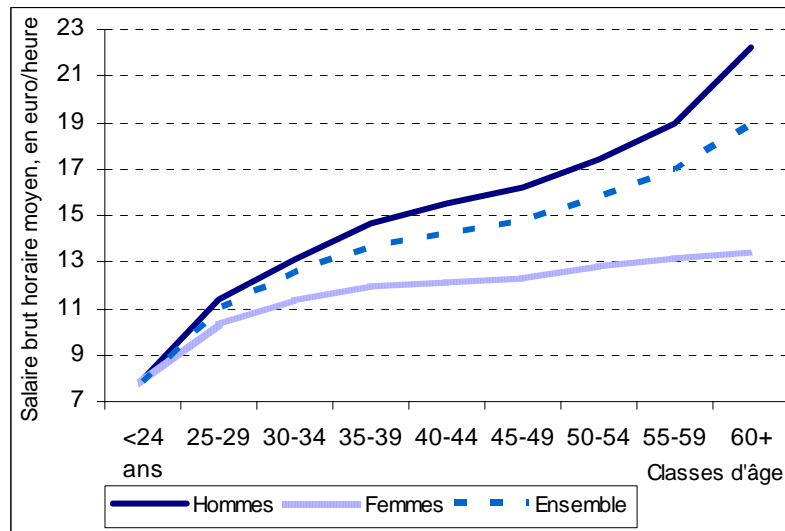
Ainsi, à partir de données plus anciennes (1995), l'OCDE (2000) observait des profils de salaires similaires en France, aux Etats-Unis, et dans la plupart des pays développés. De même, en utilisant le salaire médian plutôt que le salaire moyen en 2000, et en distinguant selon le diplôme, Blöndal et al. (2002) ne constatent pas de différence importante entre la France et les Etats-Unis.

29 Dans Aubert et Blanchet et al. (2005), le profil pour la France est un profil de salaires horaires moyens des hommes, issu des DADS 2000. Dans OCDE (2005) et Gautié (2004), il s'agit d'un profil de salaires mensuels des salariés hommes à temps complet, issus de l'enquête Emploi 2000.

3.2 Les écarts de salaires entre classes d'âge

Les caractéristiques des salariés varient d'une classe d'âge à l'autre. De nombreux déterminants du salaire, dont la distribution n'est pas identique entre les classes d'âge, ne sont pas observables. Il n'est donc pas aisé de savoir si les écarts de salaires moyens correspondent à des écarts de salaire individuel ou au contraire à des *effets de composition*. Ces différences de composition proviennent, en partie, d'effets de génération, les occasions de formation et de carrière ayant varié d'une époque à l'autre, ainsi que d'une sélection dans l'activité et dans l'emploi qui n'est pas la même à tous âges.

A défaut de contrôler exhaustivement les caractéristiques des salariés, une décomposition selon certaines caractéristiques pertinentes dans la fixation des salaires permet d'illustrer l'hétérogénéité des gains de salaires avec l'âge. Le profil des salaires moyens est par exemple nettement plus pentu pour les hommes que pour les femmes (cf. figure 2.2). L'inflexion à la hausse après 50 ans semble notamment provenir principalement des salariés masculins.

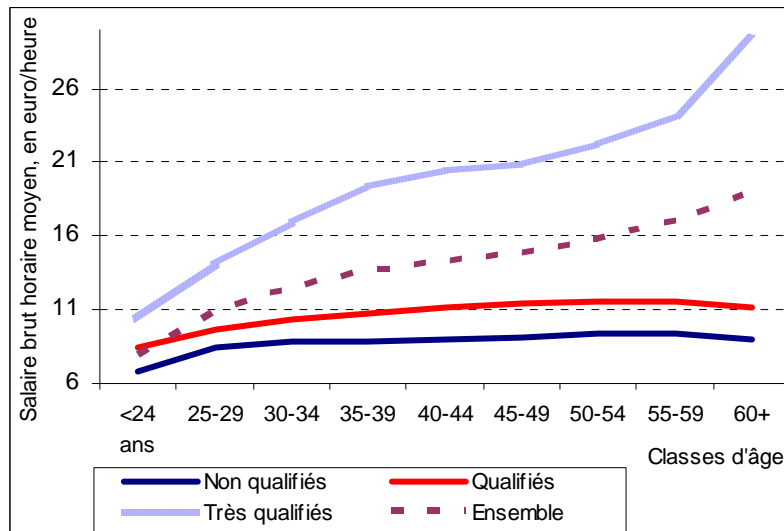
Figure 2.2 : Salaires bruts horaires moyens, par classe d'âge et sexe

Note : Moyenne pour chacune des classes d'âge et de qualification du salaire brut horaire, en euro/heure, pondérée par le nombre d'heures travaillées.

Source : Insee, DADS, 2001

Champ : établissements du secteur privé et semi-public, à l'exception des secteurs "pêches" et "administration publique", des collectivités territoriales et des établissements hospitaliers.

Une autre dimension pertinente est celle de la qualification. Les seniors sont plus nombreux dans les postes les plus qualifiés, dont les salaires sont plus élevés. Cela provient à la fois d'un accès aux postes les plus qualifiés avec l'expérience, donc avec l'âge, et d'un phénomène de sélection : les seniors les moins qualifiés sortent plus tôt du marché du travail en fin de carrière (cf. chapitre 1). La composition en terme de qualification explique en partie la croissance des salaires moyens avec l'âge. Au sein d'un niveau de qualification donné, les salaires restent toujours croissants avec l'âge, mais les écarts sont beaucoup plus faibles, notamment pour les postes les moins qualifiés. La croissance du salaire moyen après 50 ans ne s'observe de surcroît que parmi les plus qualifiés. Dans les autres catégories, le salaire stagne, voire diminue, à ces âges (cf. figure 2.3).

Figure 2.3 : Salaires bruts horaires moyens, par classe d'âge et catégorie de qualification

Note : Moyenne pour chacune des classes d'âge et de qualification du salaire brut horaire, en euro/heure, pondérée par le nombre d'heures travaillées

Source : Insee, DADS, 2001

Champ : établissements du secteur privé et semi-public, à l'exception des secteurs "pêches" et "administration publique", des collectivités territoriales et des établissements hospitaliers.

Les classes d'âge se répartissent différemment parmi les établissements : les seniors sont plus nombreux dans les établissements plus grands et plus capitalistiques (cf. chapitre 1), où les salaires sont en moyenne plus élevés. Cependant, les écarts de salaire changent peu si l'on prend en compte cette répartition. Les gains de salaire des seniors ne sont réduits que d'un à deux points de pourcentage si l'on raisonne à répartition égale : +19 % par rapport aux 30-39 ans au lieu de +21 % pour les 50-54 ans, et +29 % au lieu de +30 % pour les 55-59 ans si l'on affectait à toutes les classes d'âge la répartition par secteur, taille et âge d'entreprise des salariés de 35-39 ans.

3.3 *Quid d'une éviction des seniors à bas salaires ?*

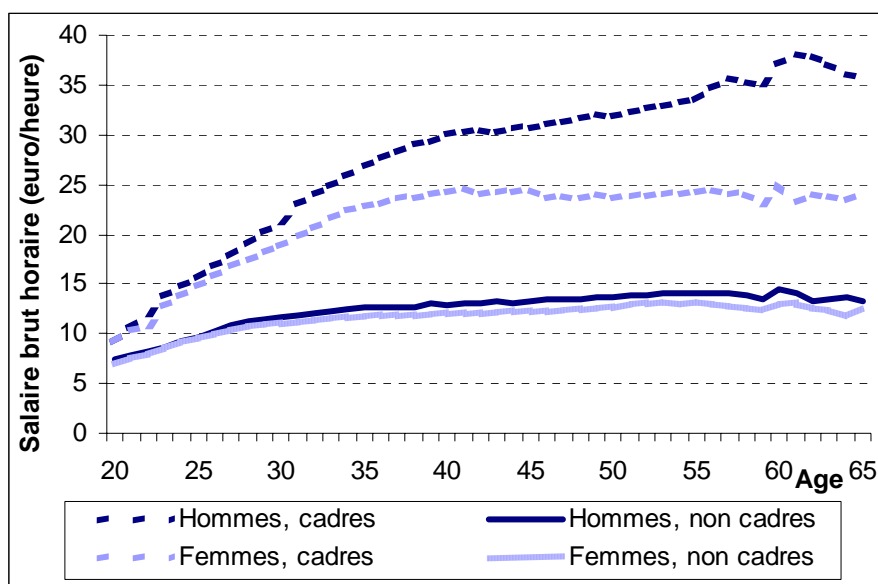
Une explication fréquemment invoquée pour l'inflexion à la hausse du profil des salaires moyens après 50 ans est de nature statistique : c'est celle d'une éviction des seniors les moins qualifiés, dont les salaires sont les plus faibles. De manière plus générale, ce phénomène de sélection mêle aussi bien des effets d'offre (les salariés les moins qualifiés sont entrés plus tôt dans la vie active et atteignent

plus jeunes leur âge de liquidation des droits à la retraite à taux plein ; leur préférence pour le loisir pourrait de plus être plus forte) et de demande (la demande de travail diminuerait plus fortement en fin de carrière pour les peu qualifiés).

Sous une hypothèse de gains de productivité individuelle proches de zéros en fin de carrière, on pourrait s'attendre à ce que le profil des salaires reste globalement plat dans le haut de la distribution, mais soit croissant dans le bas de la distribution, avec le départ progressif des salariés âgés à plus bas salaires.

Les données n'avalisent pas cette hypothèse. Le profil pentu des salaires moyens après 50 ans est nettement plus marqué chez les cadres hommes que chez les non-cadres ou chez les cadres femmes (cf. figure 2.4). Ce résultat est difficilement compatible avec l'idée d'un effet de composition dû à l'éviction des bas salaires.

Figure 2.4 : Salaires bruts horaires moyens par classe d'âge, sexe et statut (cadre/non cadre)

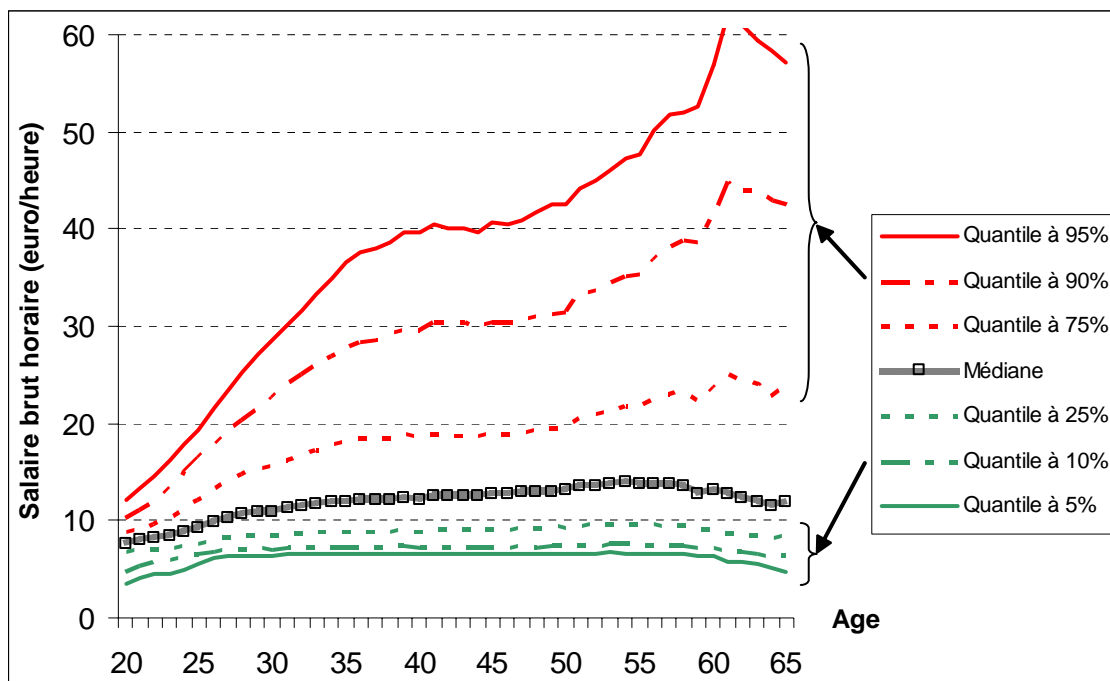


Note : Salaires bruts horaires, après exclusion des salariés dont le salaire horaire est inférieur à 1 euro ou supérieur à 200 euros

Source : DADS, 2000, Ile de France

Cette idée est confirmée si l'on regarde la distribution des salaires horaires selon l'âge (cf. figure 2.5). Cette distribution s'élargit en effet à partir de 50, voire de 45 ans. Les profils correspondants aux quantiles « bas » et à la médiane sont décroissants à partir de ces âges, alors que les profils correspondants aux quantiles « hauts » sont fortement croissants⁽³⁰⁾. La pente est de surcroît d'autant plus forte que le quantile est élevé : le profil du quantile à 95 % des salaires horaires croît plus fortement que celui du quantile à 90 %, qui lui-même croît plus fortement que celui du quantile à 75 %.

Figure 2.5 : Distribution des salaires horaires selon l'âge



Note : Salaires bruts horaires, après exclusion des salariés dont le salaire horaire est inférieur à 1 euro ou supérieur à 200 euros

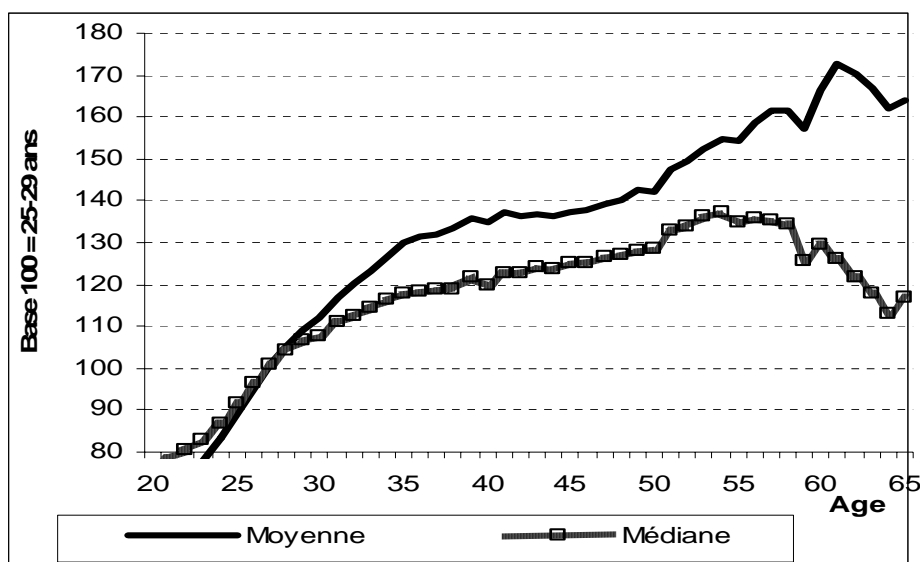
Source : DADS, 2000, Ile de France

On observe des profils similaires dans chaque sous-groupe si l'on sépare les salariés selon le sexe et le statut cadre/non cadre.

30 Ces résultats se retrouvent également avec les données de l'enquête Emploi annuelle de 2002. Ils ne sont donc pas propres à la source DADS.

Un enseignement à tirer de ces observations est qu'il faut être prudent avec le diagnostic d'une croissance des salaires avec l'âge. Ce diagnostic sur l'évolution des salaires n'est pas robuste à l'indicateur choisi, les moyennes étant sensibles aux valeurs extrêmes. L'utilisation des salaires médians par classe d'âge modifie le constat (cf. figure 2.6). Le « gain salarial » moyen des quinquagénaires par rapport aux 25-29 ans est ainsi de 40 % plus faible (+34 % au lieu de +55 %) lorsqu'on le mesure à partir des salaires médians plutôt que des salaires moyens ⁽³¹⁾. Surtout, le message sur l'évolution des salaires s'inverse : à partir de 55 ans, le profil du salaire moyen devient plus pentu, alors que celui du salaire médian *diminue*.

Figure 2.6 : Profil de salaire relatif : moyenne et médiane



Note : Indices de salaires bruts horaires (base 100 = moyenne pour les 25-29 ans), après exclusion des salariés dont le salaire horaire est inférieur à 1 euro ou supérieur à 200 euros

Source : DADS, 2000, Ile de France

31 Si on compare à des salariés d'âge intermédiaire, la différence devient encore plus frappante. Par rapport aux 30-39 ans, les quinquagénaires ont des salaires moyens d'environ 30 % plus élevés, mais des salaires médians de seulement 9 % plus élevés.

3.4 Effets de cohorte et effets d'âge

Les profils de salaires par âge, estimés en coupe, mêlent deux effets : un effet âge et un effet cohorte. Certaines cohortes ont pu avoir des carrières salariales plus favorables, par exemple si elles sont entrées sur le marché du travail lors d'une période de conjoncture haute. Cela se traduit par un salaire moyen plus élevé pour les âges atteints en 2000 par les salariés de ces cohortes.

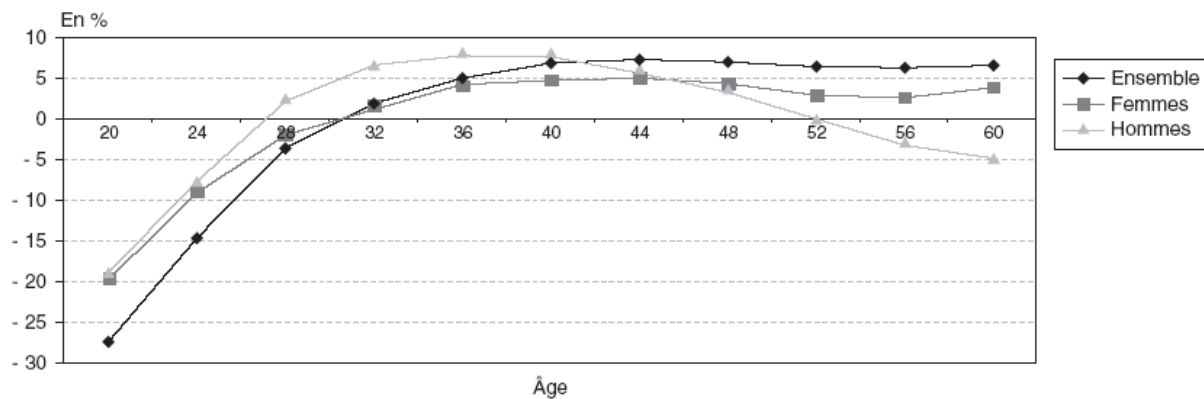
L'effet cohorte pourrait expliquer une partie non négligeable des différences salariales entre classes d'âge. Koubi (2003) fournit une décomposition de ces différences salariales entre effets de date (dus à la situation économique à une date donnée), de cohorte et d'âge, dans le secteur privé et pour les générations nées entre 1916 et 1976. L'effet de la date est contrôlé en utilisant un salaire *relatif* : à chaque date, les salaires sont déflatés du salaire moyen observé dans l'ensemble de l'économie. L'effet cohorte est capturé par le « salaire (relatif) permanent », égal à la moyenne des salaires perçus par les individus appartenant à chaque cohorte.

L'effet de l'âge est considéré comme invariant d'une cohorte à l'autre. Il mesure donc la façon dont, en moyenne sur toutes les cohortes, le salaire relatif progresse au cours du cycle de vie active. Cet effet de l'âge sur le salaire relatif est quasiment constant après 40 ans (cf. figure 2.7), ce qui signifie que le salaire nominal d'un individu augmente au même rythme que le salaire moyen. Il est décroissant pour les hommes à partir de 40 ans (le salaire nominal de l'individu augmente alors moins vite que le salaire moyen).

La croissance des salaires moyens après 50 ans observée en 2000 proviendrait donc en partie d'effets de cohorte, plutôt que d'âge proprement dit. Le profil observé illustrerait le fait que les générations les plus anciennes ont eu des carrières salariales plus favorables et continuent, à la cinquantaine, de bénéficier de ce « bonus générationnel » sur le salaire. Koubi (2003) montre en effet que le « salaire

permanent » (salaire moyen d'une cohorte) croît d'année en année pour les cohortes nées avant 1942, puis décroît jusqu'aux cohortes nées en 1956⁽³²⁾. Cet écart entre cohortes se traduit, en 2000, par des salaires de plus en plus élevés entre 44 ans (salariés nés en 1956) et 58 ans (salariés nés en 1942) : près de 10 points de l'écart salarial entre ces deux âges pourrait être imputable à l'effet cohorte⁽³³⁾.

Figure 2.7 : Effet de l'âge sur le salaire relatif annualisé, net des effets de cohorte et de date



Lecture : dans une cohorte moyenne et pour l'ensemble des salariés (hommes et femmes confondus), le salaire relatif augmente de 20 % entre 24 et 36 ans.

Note : écarts de salaire relatif (en % du salaire moyen dans l'ensemble de l'économie) par rapport à une référence fixée pour chaque courbe.

Champ : salariés du secteur privé à temps plein.

Source : Koubi, 2003 (calculs à partir de l'échantillon au 1/25^{ème} des DADS)

32 Cette évolution pourrait être due à l'augmentation de la taille des cohortes nées entre 1944 et 1956. Une évolution similaire est également observée sur les données américaines (Koubi, 2003).

33 Une limite de cette analyse est qu'elle ne contrôle pas certains effets de composition et de sélection : les salaires ne sont observés que pour les salariés en emploi à temps plein dans le secteur privé et les profils de salaire selon l'âge sont une moyenne sur tous les individus d'une cohorte, et supposés constants d'une cohorte à l'autre. Ils ne prennent pas en compte la qualification des salariés, et notamment le fait que la qualification plus élevée des générations plus récentes pourrait se traduire par un profil des « effets d'âge » différent de celui des générations plus anciennes. L'étude de Koubi (2003) teste des spécifications plus larges, mais en regroupant les catégories d'âge, ce qui ne permet pas de suivre l'évolution du profil selon l'âge.

3.5 Peut-on mettre en évidence un rôle des rigidités salariales dans la croissance des salaires selon l'âge ?

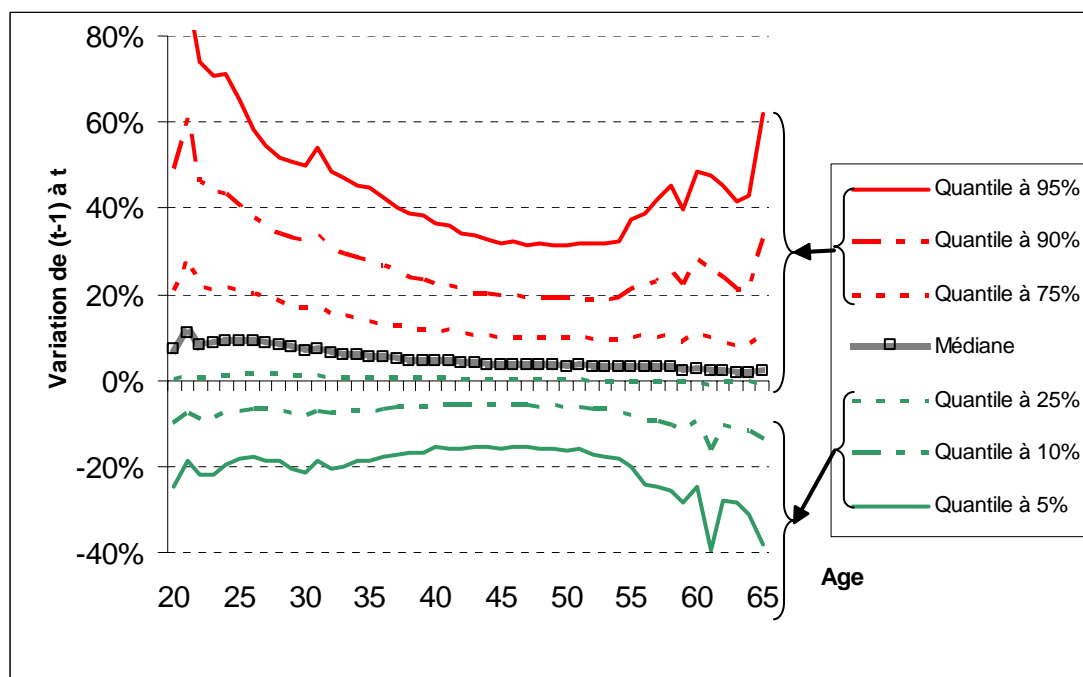
Les sous-parties précédentes illustrent l'importance des effets de composition dans les profils de salaires moyens selon l'âge. Ces profils ne sont donc pas adaptés à l'étude d'éventuelles rigidités dans la fixation des salaires. En comparant des salaires moyens, on compare des groupes d'individus à chaque fois différents. Il est donc difficile de distinguer ce qui provient des effets de composition de ce qui découle des évolutions individuelles du salaire avec l'âge.

Pour analyser la croissance individuelle du salaire avec l'âge, il faut distinguer trois situations : le cas des salariés qui restent en emploi dans leur entreprise, le cas de salariés qui changent volontairement d'employeur (notamment afin d'augmenter leur salaire), le cas de salariés qui retrouvent un emploi suite à une mobilité involontaire (licenciement ou CDD non renouvelé).

La problématique des rigidités dans les grilles de rémunération concerne surtout les salariés qui ne changent pas d'employeur. Des rigidités se traduiraient par exemple par le fait qu'on n'observe pas de variations individuelles de salaires au-dessous d'un certain seuil positif ou nul.

La figure 2.8 représente la distribution des gains individuels de salaire horaire, d'une année sur l'autre, pour les salariés qui ne changent pas d'établissement. Les profils sont cohérents avec l'idée de gains de productivité forts et décroissants en début de carrière, se stabilisant autour d'un niveau bas après 40-45 ans. En particulier, les quantiles à 25, 50 et 75 % sont à peu près plats au-delà de 45 ans.

Figure 2.8 : Distribution des gains individuels de salaire horaire d'une année sur l'autre, par classe d'âge



Note : Gains de salaires bruts horaires d'une année sur l'autre, en euros courants, après exclusion des salariés dont le salaire horaire est inférieur à 1 euro ou supérieur à 200 euros en 2000 ou en 1999. Le salaire brut horaire en 1999 est calculé en utilisant l'information rétrospective contenue dans la base DADS 2000. Pour chaque établissement, on ne retient que les salariés pour lequel le salaire brut annuel et le nombre d'heures travaillées dans l'établissement sont strictement positifs en 1999 et en 2000. On exclut également les salariés quittant l'établissement avant le 31 décembre 2000, afin que le salaire brut en 2000 ne prenne pas en compte d'éventuelles primes de départ.

Source : DADS, 2000, Ile de France. Salariés restant employés dans le même établissement en 1999 et 2000.

Environ un quart des évolutions individuelles de salaire sont négatives. Ce résultat, déjà établi par Biscourp et al. (2005), relativise l'idée d'une rigidité à la baisse des salaires qui serait généralisée dans l'ensemble des entreprises françaises : on observe bien, à un niveau individuel, des baisses du salaire nominal. En pratique, ces diminutions du salaire horaire nominal se font surtout *via* une baisse de la partie variable des rémunérations (primes, etc.) Dans les DADS, le salaire brut est en effet calculé comme la somme de toutes les rémunérations, donc y compris les diverses primes.

Les quantiles à 5 et 10 % de la distribution des évolutions individuelles de salaire horaire diminuent après 50 ans. On pourrait en déduire que, pour une partie des seniors, il y aurait effectivement des baisses de productivité plus fortes, ou plus fréquentes, en fin de carrière. Le fait que ces baisses

s'observent sur les évolutions individuelles de salaire signifierait que ces diminutions de productivité sont bien transmises sur les salaires ⁽³⁴⁾.

Ce résultat ne suffit pas à écarter totalement l'idée d'une rigidité des salaires des seniors. L'ampleur ou la fréquence des diminutions de salaire pourraient par exemple être atténuées par rapport aux diminutions de productivité. Dans ce cas, l'existence de rigidités ne se traduirait pas par l'observation d'une censure des évolutions de salaire négatives, mais par celle d'une asymétrie dans la distribution des évolutions de salaire de part et d'autre de zéro.

Biscourp et Fourcade (2003) fournissent une analyse plus poussée des rigidités à la baisse du salaire nominal selon l'âge. Leurs résultats montrent que les salaires des plus de 45 ans seraient moins rigides que ceux des plus jeunes. De manière générale, les salaires seraient également moins rigides pour les salariés peu qualifiés, les femmes et les salariés des petites entreprises. Ces résultats sont obtenus en contrôlant le fait que le salaire est ou non proche du SMIC, les salaires égaux au SMIC étant évidemment rigides à la baisse pour des raisons légales.

Dans cette étude, la rigidité salariale est définie comme un mécanisme *atténuant* la transmission des chocs de productivité aux évolutions de salaires. L'existence d'une rigidité est testée en estimant l'écart entre l'effet d'un choc de productivité positif sur l'évolution de salaire et celui d'un choc de productivité négatif. Les « chocs de productivité » positif ou négatif sont définis par une hausse ou une

34 L'observation de diminutions du salaire horaire individuel en fin de carrière ne permet pas de savoir s'il s'agit de salariés peu ou très payés : le haut et le bas de la distribution des gains individuels de salaire ne correspondent pas forcément au haut et au bas de la distribution des salaires. Une analyse séparée selon le statut (cadre ou non cadre) montre que c'est parmi les cadres que la distribution est la plus « large », aux deux extrêmes. C'est donc parmi les salariés a priori les plus rémunérés que s'observent les hausses de salaire horaire les plus importantes, mais également les baisses les plus fortes. Ce résultat est cohérent avec l'idée que les ajustements de salaire se font plutôt via les primes et autres rémunérations variables, qui peuvent représenter une partie plus importante de la rémunération totale des cadres. Cela dit, l'élargissement de la distribution des gains individuels de salaire aux deux extrêmes s'observe aussi chez les non cadres, même si l'ampleur de cet élargissement y est moindre.

baisse des ventes de l'entreprise. Le fait que les salaires des seniors seraient « moins rigides » que ceux des plus jeunes signifie donc que l'écart entre l'effet d'une hausse des ventes et celui d'une baisse des ventes sur le taux de croissance du salaire annuel est significativement plus faible pour les plus de 45 ans que pour les 35-44 ans et pour les moins de 35 ans.

Enfin, pour revenir à la distribution des évolutions du salaire horaire, les quantiles à 90 et 95 % augmentent après 55 ans. Comme pour les salaires horaires, il y aurait donc un élargissement de la distribution en fin de carrière. Quelques pistes d'interprétations sont proposées dans la sous-partie suivante.

3.6 La nature des rémunérations des seniors : « primes de départ » en fin de carrière ?

Les observations des figures 2.5 et 2.8 indiquent que les raisons du profil pentu du salaire moyen des seniors en France sont à chercher dans le haut de la distribution des salaires et de celle des gains de salaire. La pente importante s'expliquerait par de fortes augmentations du salaire de certains travailleurs seniors.

Il est toutefois difficile d'expliquer ces fortes augmentations. L'existence de très forts gains de productivité chez certains plus de 55 ans semble assez peu probable. Il pourrait s'agir plutôt d'augmentations de salaires sanctionnant un accès à des postes de direction, cet accès étant plus fréquent en fin de carrière. Cette explication n'est cependant pas suffisante, puisque l'allure « en trompette » de la distribution des salaires après 50 ans s'observe aussi chez les non-cadres.

Le recours au temps partiel un peu plus fréquent après 55 ans (cf. chapitre 1) ne suffit pas non plus à expliquer les observations. On pourrait en effet imaginer que le passage au temps partiel, dans le cadre d'une préretraite progressive, se fait sans diminution ou avec une diminution moindre du salaire total.

La diminution du nombre d'heures travaillées se traduirait alors par une hausse du salaire horaire. Néanmoins, les distributions par classe d'âge des salaires horaires et des gains individuels de salaires ont toujours le même aspect si on ne garde que les salariés à temps complet ⁽³⁵⁾.

Une des difficultés dans l'interprétation des évolutions de salaire provient de la difficulté de bien contrôler la nature des rémunérations prises en compte dans les observations. Certains salariés pourraient en effet recevoir une « prime de départ » ou prime de fin d'activité au moment où ils quittent leur établissement. De telles primes sont incluses dans le calcul du salaire brut dans les DADS et dans l'enquête Emploi. Elles se traduiraient donc par une hausse du salaire au cours de l'année de départ en retraite.

Un autre problème est que certaines entreprises ont pu passer aux 35 heures entre 1999 et 2000, ce qui se traduirait par une hausse du salaire horaire. Il est cependant peu probable que ce phénomène ait pu jouer différemment sur les seniors et sur les plus jeunes.

Dans la figure 2.8, on a essayé de prendre en compte l'effet « prime de départ » en excluant du calcul les salariés qui ne sont plus présents dans l'entreprise au 31 décembre 2000, et qui seraient donc sortis au cours de cette année 2000. Cependant, cela n'assure pas totalement que les rémunérations prises en compte excluent toute prime de type « fin d'activité ». Certains salariés qui partent en retraite peuvent être inscrits dans les registres de paie de l'établissement jusqu'au 31 décembre.

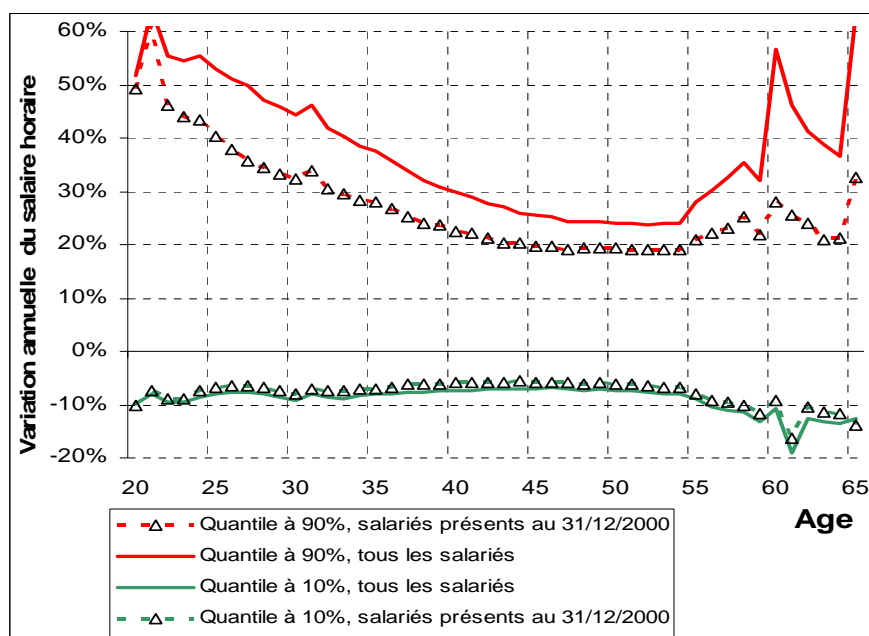
Deux observations indiquent que cet effet « prime de départ » peut être important. On peut d'une part comparer les profils de gains individuels de salaire avec les mêmes profils, calculés sans exclusion des salariés qui quittent leur établissement avant le 31 décembre (cf. figure 2.9). Les courbes

35 Le « temps complet » est défini ici, de manière ad hoc, comme le fait d'avoir en moyenne au moins 5 heures travaillées par jour de présence dans l'établissement. Cela correspond à peu près à 47 semaines de travail à 35 heures par semaine, pour une durée de 360 jours de présence dans les fichiers de paie de l'établissement.

correspondantes aux quantiles du « bas » (5 %, 10 %, 25 % et médiane) restent alors globalement inchangées, mais celles des quantiles du « haut » (75 %, 90 % et 95 %) sont déplacées vers le haut.

La distribution des gains individuels de salaire serait donc plus étirée vers le haut pour les seniors quittant leur établissement, susceptibles d'avoir perçu une « prime de départ ».

Figure 2.9 : Etirement vers le haut de la distribution des gains salariaux annuels lorsqu'on inclut les salariés quittant leur établissement



Note : Salaires bruts horaires, après exclusion des salariés dont le salaire horaire est inférieur à 1 euro ou supérieur à 200 euros en 2000 ou en 1999. Les courbes représentent les quantiles à 10 % et à 90 % de la distribution des gains individuels de salaire horaire.

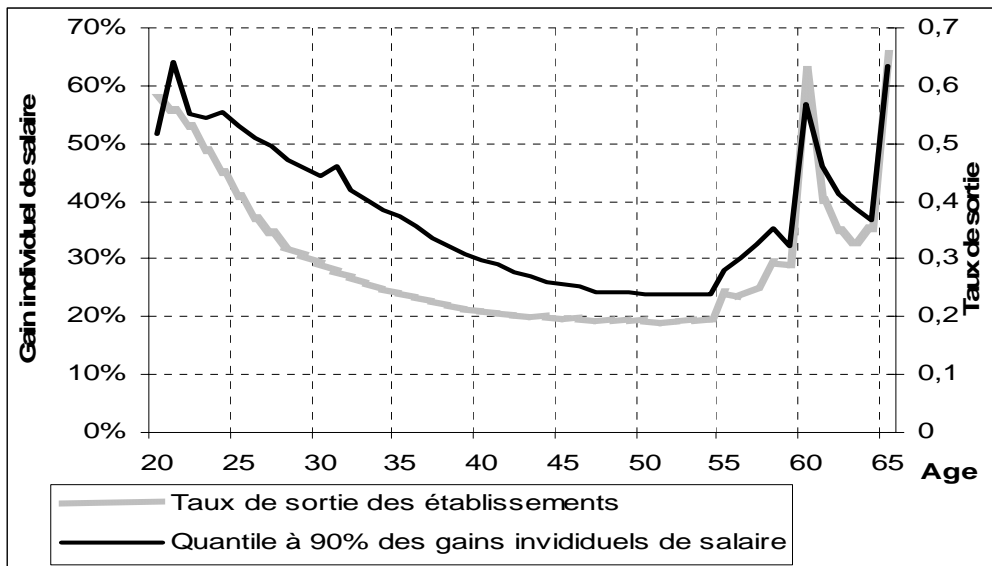
Traits pleins : le champ est l'ensemble des salariés restant dans le même établissement entre 1999 et 2000. *Triangles pointillés* : salariés qui, de plus, sont encore présents dans leur établissement au 31 décembre 2000 (cf. figure 2.8). Dans le dernier cas, les salariés quittant leur établissement au cours de l'année 2000, et donc susceptibles d'avoir reçu une « prime de départ » au cours de cette année, sont a priori beaucoup moins nombreux.

Source : DADS, 2000, Ile de France.

D'autre part, les courbes des quantiles du « haut » font apparaître le franchissement d'un « palier » à 55 ans, ainsi que deux « pics », à 60 et 65 ans. Ce palier et ces deux pics se retrouvent justement sur la

courbe du taux de sortie des établissements par âge (cf. figure 2.10)⁽³⁶⁾. Les forts gains de salaire sont donc plus nombreux aux âges où les sorties d'activité sont plus nombreuses.

Figure 2.10 : Gains individuels de salaires et taux de sortie des établissements selon l'âge



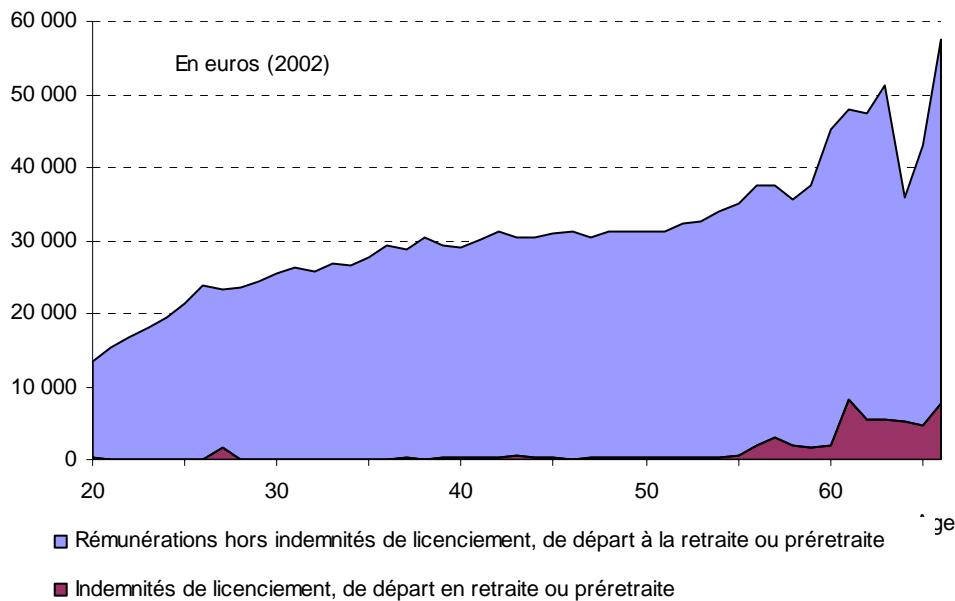
Note : La courbe des gains individuels de salaires représente le quantile à 90 % de la distribution des gains, pour l'ensemble des salariés restant dans leur établissement entre 1999 et 2000. Le taux de sortie représente la proportion de salariés qui, étant présent dans un établissement au 15 mars d'une année donnée, ne le sont plus au 15 mars de l'année suivante (moyenne 1994-1999).

Source : Pour les gains de salaire : DADS, 2000, Ile de France. Salariés restant employés dans le même établissement en 1999 et 2000. Pour les taux de sortie des établissements : DADS, 1995 à 2000, France entière

Enfin, les données de l'enquête sur la structure des salaires (ESS) de 2002 (cf. figure 2.11)⁽³⁷⁾ semblent appuyer cette piste, puisqu'on retrouve bien une hausse après 50 ans des indemnités de licenciement et de départ en préretraite ou retraite, avec notamment des « pics » à 55 et 60 ans. Malheureusement, cette explication ne suffit pas à expliquer totalement le profil « en trompette » des salaires après 50 ans : même si c'est de manière atténuée, ce profil s'observe toujours si l'on ne retient que les rémunérations hors indemnités de licenciements et de départ en retraite ou préretraite.

36 On peut par exemple se reporter à Aubert, Blanchet et Blau. (2005, graphique 3, page 97) pour les taux de transition de l'emploi vers le non-emploi par âge, dont le profil est similaire à celui des taux de sortie des établissements.

37 Je remercie Julien Pouget pour les données de ce graphique.

Figure 2.11 : Décomposition de la rémunération moyenne des salariés de 20 à 66 ans

Source : Insee, enquête sur la structure des salaires 2002

4 Le lien salaire-emploi : aspects empiriques

Comment les mécanismes décrits dans la section 2 éclairent-ils l'analyse des perspectives d'emploi des seniors ? Cette question est difficile, puisqu'elle mêle en fait plusieurs aspects, à la fois *descriptifs* (parmi les différents mécanismes, lesquels jouent vraiment et dans quelle mesure ?) et *normatifs* (certaines contraintes pourraient-elles être levées, *via* la politique économique, afin d'augmenter l'employabilité des seniors ?)

Les perspectives d'emploi des seniors sont différentes selon que l'un ou l'autre des mécanismes explique les différences de salaire avec les plus jeunes. S'il s'agit d'un écart de productivité, il n'y a pas *a priori* de problème d'employabilité. A ce stade, il ne nous est pas possible d'affirmer si c'est bien le cas ou non. La question du profil de la productivité selon l'âge est l'objet du chapitre qui suit.

Il ne devrait pas non plus y avoir de problème d'employabilité s'il s'agit d'un mécanisme de type incitatif ou assurantiel : il s'agit en principe d'une situation d'équilibre, les entreprises trouvant un intérêt à payer plus leurs salariés âgés. Cette situation fragilise néanmoins l'emploi des seniors. Elle le rend vulnérable à des chocs extérieurs, susceptibles de modifier la relation d'emploi entre entreprise et salarié : par exemple, le ralentissement de la croissance, le rôle croissant des marchés financiers, plus focalisés sur les profits de court terme, dans le financement des entreprises ou la mise en place de nouvelles formes d'organisation du travail (Gautié, 2002 et 2004). Suite à de tels chocs, les mécanismes incitatifs ou assuranciers peuvent se transformer en rigidités, si l'entreprise ne trouve plus d'intérêt à payer davantage ses salariés âgés mais ne peut pas revenir sur sa manière de fixer les salaires. Dans ce cas, ou dans tout autre cas où il existerait un mode de fixation des salaires qui ne serait pas renégociable par l'employeur, les salaires plus élevés des seniors pourraient diminuer la demande de travailleurs âgés, et donc l'employabilité de ces travailleurs.

Dans cette partie, nous analysons le lien entre salaire et emploi des seniors de manière empirique, afin de savoir si le coût salarial plus élevé de ces seniors est effectivement associé à un emploi moindre. Les remarques précédentes et l'analyse développée dans les sections 2 et 3 soulignent la difficulté pratique qui se pose ici : l'interprétation du salaire (ou du salaire relatif) moyen peut être malaisée, d'une part parce qu'il s'agit d'un indicateur fragile, vu la forte hétérogénéité des salaires individuels des seniors, d'autre part parce qu'il est difficile de savoir si le salaire relatif plus élevé des seniors provient d'une productivité plus grande ou d'une croissance automatique des salaires avec l'ancienneté.

Nous ne cherchons pas ici à déterminer précisément quel est ou sont le ou les mécanismes dominants dans la fixation des salaires. Nous cherchons plutôt à savoir quel est le lien effectivement observé entre emploi et salaire relatif, ce qui donnera une idée de l'effet probable de ce salaire relatif sur la demande de travailleurs âgés. De manière schématique, on distinguera deux mécanismes contradictoires derrière la corrélation salaire relatif - emploi. D'un côté, à compétences égales, les

entreprises préfèrent embaucher les personnes dont le coût salarial est le plus faible. Cet effet induit une corrélation négative entre salaire relatif et emploi des seniors. Plus leur salaire est élevé relativement aux jeunes, moins ils sont nombreux dans les entreprises : c'est ce à quoi nous nous référerons dans ce qui suit comme « l'effet coût salarial ». D'un autre côté, les salariés de deux groupes d'âge différents ne sont jamais « à compétences égales ». Le salaire plus élevé des seniors reflète en partie des compétences plus importantes. Dans ce cas, le salaire relatif est un « signal » de la productivité des classes d'âge. Plus il est élevé, plus les seniors sont productifs, donc plus grande sera leur part dans l'emploi : c'est ce que nous nommerons dans la suite « l'effet qualité du travail ».

4.1 Pas de corrélation significative à un niveau macroéconomique

En coupe internationale, il n'apparaît pas de corrélation significative entre l'avantage salarial des travailleurs âgés par rapport aux jeunes dans les différents pays de l'OCDE et leur proportion dans le total des effectifs (OCDE, 2000).

En France, d'un secteur à l'autre, il n'apparaît pas non plus de corrélation significative entre salaire relatif et poids des seniors dans l'emploi ⁽³⁸⁾ (cf. tableau 2.2). Plus particulièrement, les secteurs où les seniors reçoivent une rémunération élevée n'emploient pas nécessairement moins de ces salariés. Ainsi, les 50-54 ans sont nombreux dans les secteurs de l'énergie ou de l'éducation-santé ⁽³⁹⁾ et ils y reçoivent un salaire relatif élevé. Au contraire, les services aux particuliers (qui incluent notamment les hôtels et restaurants) emploient peu de quinquagénaires et leur versent un salaire relativement faible en comparaison des plus jeunes. Des secteurs comme l'énergie et l'immobilier ont une

38 On s'intéresse dorénavant à tous les salariés de plus de 45 ans. Cela permet d'avoir une base de comparaison entre les seniors proprement dit (plus de 50 ou de 55 ans) et des salariés plus jeunes, mais se trouvant néanmoins dans la seconde moitié de leur vie active.

39 Il s'agit des établissements privés des secteurs de l'éducation et de la santé.

proportion très élevée et comparable de 50-54 ans, mais les écarts salariaux y sont très différents : le coût relatif de ces salariés est élevé dans l'énergie et bas dans l'immobilier.

Tableau 2.2 : Part des classes d'âge dans les effectifs et écarts de salaire

	45-49 ans		50-54 ans		55-59 ans		Plus de 60 ans	
	Ecart de part salaire / 30-39 ans		Ecart de part salaire / 30-39 ans		Ecart de part salaire / 30-39 ans		Ecart de part salaire / 30-39 ans	
Ensemble	12%	13%	11%	21%	6%	30%	1,5%	45%
Secteur								
Industries agricoles et alimentaires	12%	11%	10%	17%	5%	24%	1,0%	44%
Industries des biens de consommations	14%	5%	13%	14%	6%	29%	1,3%	69%
Industrie automobile	15%	8%	18%	13%	8%	24%	0,6%	83%
Industrie des biens d'équipements	14%	14%	14%	21%	7%	35%	0,9%	77%
Industrie des biens intermédiaires	14%	11%	14%	18%	7%	30%	1,0%	73%
Energie	20%	19%	15%	27%	5%	45%	0,7%	68%
Construction	12%	13%	12%	20%	7%	28%	1,4%	34%
Commerce	10%	13%	9%	21%	5%	31%	1,3%	50%
Transports	14%	17%	12%	24%	5%	32%	1,2%	43%
Activités financières	17%	1%	17%	9%	8%	17%	1,3%	51%
Activités immobilières	15%	9%	16%	13%	11%	16%	5,2%	13%
Services aux entreprises	10%	9%	9%	18%	5%	29%	1,6%	44%
Services aux particuliers	8%	7%	7%	11%	4%	14%	1,9%	21%
Education, santé, action sociale	15%	21%	13%	30%	7%	37%	2,3%	47%
Activités associatives	12%	19%	11%	28%	7%	34%	3,3%	34%
Taille								
Moins de 50 salariés	11%	13%	10%	21%	6%	30%	1,7%	43%
50 à 499 salariés	12%	11%	11%	19%	6%	31%	1,2%	55%
Plus de 500 salariés	16%	8%	15%	14%	8%	23%	1,3%	50%
Age de l'entreprise								
Moins de 5 ans	10%	11%	9%	18%	5%	28%	1,3%	33%
6 à 10 ans	12%	13%	11%	21%	6%	28%	1,6%	40%
11 à 20 ans	13%	17%	12%	25%	6%	36%	1,6%	55%
21 ans et plus	14%	13%	13%	21%	7%	30%	2,1%	57%

Lecture : Dans le secteur des industries agro-alimentaires, les salariés âgés de 45 à 49 ans représentent 12 % du total des jours travaillés. Leur salaire horaire est, en moyenne, 11 % plus élevé que celui des 30-39 ans dans ce secteur.

Note : La part dans les effectifs est en équivalent année-travail, c'est à dire que chaque salarié est pondéré par le nombre de jour où il est salarié de son établissement. Le salaire relatif représente le "gain" du salaire horaire moyen (pondéré par le nombre d'heures travaillées) de la classe d'âge par rapport au salaire brut horaire moyen de la classe d'âge de référence, c'est à dire les 30-39 ans.

Source : Insee, DADS, 2001

Champ : établissements du secteur privé et semi-public, à l'exception des secteurs "pêches" et "administration publique", des collectivités territoriales et des établissements hospitaliers.

4.2 Effet « coût » chez les non qualifiés, effet « qualité » chez les qualifiés

La comparaison sectorielle, présentée dans la sous-partie précédente, ne permet pas de conclure. Les logiques d'emploi et de fixation des salaires sont en effet très différentes d'un secteur à l'autre. Il est donc nécessaire de la compléter par une analyse « toutes choses égales par ailleurs » au niveau des établissements. On régresse pour cela la part des seniors dans l'emploi de ces établissements sur leur salaire relatif, ainsi que diverses indicatrices de secteur, taille et âge d'établissement (cf. annexe).

En 2001, un salaire relatif plus élevé des seniors est associé à une part plus forte dans l'emploi (cf. tableau 2.3). En d'autres termes, « toutes choses égales par ailleurs » les seniors sont plus nombreux dans les établissements où ils sont le mieux payés. Cette relation est vérifiée pour toutes les classes d'âges de 45 à 59 ans, mais elle s'inverse après 60 ans. Cela va à l'encontre de l'idée que le salaire élevé des seniors serait un obstacle à leur emploi : un salaire relatif élevé serait plutôt un indicateur de qualité du travail, et se traduirait par un emploi plus élevé.

Tableau 2.3 : Corrélation "toutes choses égales par ailleurs" des salaires relatifs avec les parts dans l'emploi

Coefficients multipliés par 100

Age	45-49 ans	50-54 ans	55-59 ans	>60 ans
Ensemble	0,89 ***	0,81 ***	0,22 ***	-0,21 ***
Non qualifiés	-1,89 ***	-1,97 ***	-2,51 ***	-2,24 ***
Qualifiés	0,28 ***	0,19 *	-0,57 ***	-1,02 ***
Très qualifiés	0,14 **	0,19 ***	-0,26 ***	-0,79 ***

*Lecture : Dans les établissements où, par exemple, le salaire horaire des 45-49 ans est en moyenne de 10% plus élevé que celui des 30-39 ans (ce qui correspond à un logarithme du salaire relatif à peu près égal à 0,10), la part des 45-49 ans dans l'emploi est, en moyenne et toutes choses égales par ailleurs, de $0,89 * 0,10 = 0,089$ points de pourcentage plus élevée que dans les établissements où le salaire horaire moyen des 45-49 ans est le même que celui des 30-39 ans. De plus, la différence est significative.*

*Note : Coefficient du logarithme du salaire relatif dans la régression de la part dans l'emploi. Chaque case correspond à une estimation différente, portant sur la catégorie de qualification et d'âge concernée. Par commodité, les coefficients ont été multipliés par 100. Les coefficients significativement différents de zéro sont en gras. *, resp. **, resp. ***, indiquent que le coefficient est significatif à 10 %, resp. 5 %, resp. 1 %. Les*

effectifs sont en équivalent année-travail, c'est-à-dire qu'ils sont pondérés par le nombre de jours travaillés. Le salaire relatif est défini comme le logarithme du quotient du salaire brut horaire moyen de la classe d'âge sur le salaire brut horaire moyen de la catégorie de référence, les 30-39 ans. Les autres variables explicatives sont des indicatrices de secteur (16 secteurs), de taille (4 catégories), d'âge de l'établissement (6 catégories), de région, de statut (privé, grandes entreprises nationales, etc.) et la part de femmes dans l'emploi.

Source : Insee, DADS, 2001. Calculs de l'auteur.

Champ : établissements du secteur privé et semi-public, à l'exception des secteurs "pêches" et "administration publique", des collectivités territoriales et des établissements hospitaliers.

Cet effet « qualité » s'observe au sein des catégories les plus qualifiées ⁽⁴⁰⁾, du moins avant 55 ans. Salaire relatif et poids dans l'emploi y sont positivement corrélés. Le salaire plus élevé des seniors qualifiés n'incite donc pas les établissements à leur préférer des salariés plus jeunes : il refléterait plutôt une plus grande productivité des seniors, qui compenserait la différence de salaire.

En revanche, l'effet « qualité » n'apparaît pas dans les postes les moins qualifiés, ni parmi les plus de 55 ans, quelle que soit la qualification. Pour les salariés de ces catégories, le salaire relatif est significativement et négativement corrélé à la part dans l'emploi : dans un établissement, plus ils sont payés, moins ils sont nombreux. Leur salaire pourrait donc diminuer leur employabilité, du fait d'un mécanisme simple de substitution : plus leur coût salarial est élevé, plus les établissements ont tendance à embaucher de préférence des salariés plus jeunes, et donc moins chers.

Il s'agit bien sûr de corrélations et non de causalités. Les résultats présentés dans le tableau 2.3 ne sont donc pas suffisants pour conclure. En particulier, du fait de l'inertie dans les ajustements de main-d'œuvre (cf. chapitre 1), les corrélations « statiques » observées dans le tableau 2.3 pourraient être trompeuses. L'arrivée à la cinquantaine des générations du *baby-boom* pourrait ainsi conduire à une situation où, transitoirement, on observerait simultanément une part et un salaire relatif élevé des

40 Comme dans le chapitre 1, les « très qualifiés » désignent les ingénieurs, techniciens, cadres et professions intermédiaires. Les « qualifiés » sont les ouvriers et employés qualifiés et les « non qualifiés » désignent les ouvriers non qualifiés, agents de surveillance, employés de commerce et personnels des services directs aux particuliers.

seniors. Cela n'empêche pas, néanmoins, que le salaire plus élevé se traduise par des sorties plus nombreuses, masquées par l'effet démographique.

Pour tenter de contrôler cet effet, on présente dans le tableau 2.4 les résultats d'une régression similaire à celle du tableau 2.3, mais où les salaires relatifs sont pris cinq ans auparavant. On regarde comment les salaires d'une cohorte sont corrélés avec leur part dans l'emploi cinq ans plus tard, ainsi qu'avec leurs « mouvements de main-d'œuvre » (cf. définition au chapitre 1) dans l'établissement au cours de la période intermédiaire.

Tableau 2.4 : Corrélation "toutes choses égales par ailleurs" des salaires relatifs cinq ans auparavant avec les parts dans l'emploi et les mouvements de main-d'œuvre au cours des cinq dernières années
Coefficients multipliés par 100

Age	Régressions du poids dans l'emploi (2000)		Régression du mouvement de main-d'œuvre (1995 à 2000)	
	50-54 ans	55-59 ans	50-54 ans	55-59 ans
Ensemble	2,25 ***	1,90 ***	0,48 ***	0,68 ***
Non qualifiés	- 3,58 ***	- 3,15 ***	- 0,68 ***	- 0,18
Qualifiés	1,14 ***	0,55 ***	- 0,24 **	- 0,26 **
Très qualifiés	4,36 ***	4,05 ***	1,78 ***	2,00 ***

Lecture : régression par les moindres carrés ordinaires. Le salaire relatif désigne le logarithme du quotient du coût salarial horaire de la classe d'âge considérée sur celui des 30-39 ans. Les salaires sont pris en 1995 : par exemple, dans la régression sur les 50-54 ans en 2000 (c'est-à-dire les salariés nés entre 1946 et 1950), on considère le salaire relatif de la cohorte en 1995 (c'est-à-dire celui des 45-49 ans en 1995). Dans la partie droite du tableau, le « mouvement de main-d'œuvre » est égal à la variation de la part dans l'emploi de la cohorte d'âge considérée si on maintenant constant le niveau d'emploi des autres classes d'âge (cf. chapitre 1). Les autres variables explicatives sont des indicatrices de secteur, région, âge, taille, statut de l'établissement, la part des femmes, ainsi que (pour les mouvements de main-d'œuvre) l'évolution de l'emploi entre 1995 et 2000. L'estimation est conduite sur les établissements où un « salaire relatif » peut être défini, c'est-à-dire ceux qui ont à la fois des quinquagénaires et des 30-39 ans dans la catégorie de qualification retenue. Le champ est donc réduit par rapport à l'ensemble du secteur privé.

Source : DADS, 1995 et 2000 (cf. chapitre 1)

Les résultats confirment ceux du tableau 2.3. Un salaire relatif plus élevé est bien associé à une part plus élevée de l'emploi. Cela reste vrai pour les qualifiés et les très qualifiés, mais pas pour les non-

qualifiés. Pour ces derniers, comme précédemment, on trouve un lien négatif entre salaire relatif et part dans l'emploi.

Une exception notable est cependant le résultat pour les très qualifiés de plus de 55 ans. La différence entre les tableaux 2.3 et 2.4 (coefficient négatif et significatif dans le premier, positif et significatif dans le second) est difficile à interpréter. Elle pourrait provenir en partie d'une différence de champ : dans le tableau 2.4, on se restreint en effet aux établissements existant depuis au moins cinq ans, alors que les résultats de le tableau 2.3 prennent en compte tous les établissements créés depuis moins de cinq ans.

4.3 Des rémunérations plus fortes n'impliquent pas des sorties plus nombreuses

Les coûts d'ajustement jouent sur l'emploi des seniors. L'analyse précédente doit donc être affinée en s'intéressant aux flux d'entrée et de sortie dans l'emploi. Les « entrées » désignent les embauches. Les « sorties » sont les licenciements, les fins de contrat à durée déterminée (CDD), ainsi que les départs en préretraite ou en retraite. Nous ne les observons que pour les grands établissements, de plus de 50 salariés (cf. chapitre 1 pour une présentation de la source DMMO).

Un salaire relatif élevé des seniors ne se traduit pas par des départs plus nombreux pour ces salariés (cf. tableau 2.5). Cela signifie que, s'il y a éviction des seniors hors de l'emploi, ce n'est pas nécessairement dans les établissements où ils sont plus payés, et donc pas nécessairement du fait d'un coût salarial trop élevé.

Tableau 2.5 : Corrélation "toutes choses égales par ailleurs" des salaires relatifs avec les parts des classes d'âge dans les embauches et les sorties de l'emploi

Coefficients multipliés par 100

Age	Embauches			Sorties		
	45-49 ans	50-54 ans	55-59 ans	45-49 ans	50-54 ans	55-59 ans
Ensemble	0,09	-0,24 *	-0,07	-0,27	-0,48 **	-0,10
Non qualifiés	0,19	-0,50 *	-0,48 ***	-0,82 **	-1,88 ***	-0,18
Qualifiés	-0,78	-1,15 ***	-0,27	-1,62 **	-3,29 ***	-0,47
Très qualifiés	0,55 *	0,07	0,35 **	1,00 **	0,76 *	-0,48

Lecture : Dans les établissements où, par exemple, le salaire horaire des 50-54 ans est en moyenne de 10% plus élevé que celui des 30-39 ans (ce qui correspond à un logarithme du salaire relatif à peu près égal à 0,10), la part des 50-54 ans parmi les salariés sortant en 2001 est, en moyenne et toutes choses égales par ailleurs, de $0,48 * 0,10 = 0,048$ points de pourcentage plus basse que dans les établissements où le salaire horaire moyen des 50-54 ans est le même que celui des 30-39 ans. De plus, la différence est significative.

Note : Par commodité, les coefficients ont été multipliés par 100. Les coefficients significativement différents de zéro (au seuil de 5%) sont en gras. *, resp. **, resp. ***, indiquent que le coefficient est significatif à 10 %, resp. 5 %, resp. 1 %. La part d'une classe d'âge dans les embauches est le quotient du nombre de salariés de cette classe d'âge embauchés en 2001, divisé par le nombre total de salariés embauchés. La part dans les sorties est définie de manière similaire, comme le poids de la classe d'âge parmi tous les salariés quittant l'établissement en 2001 (hors départs volontaires). Le salaire relatif est défini comme le logarithme du quotient du salaire brut horaire moyen de la classe d'âge sur le salaire brut horaire moyen de la catégorie de référence, les 30-39 ans. Il est mesuré en 2000, c'est à dire l'année précédant l'observation des embauches et départs. On contrôle par ailleurs de la part de la classe d'âge dans l'emploi au 31 décembre de l'année précédente, ainsi que du taux d'embauche (resp. de sortie) dans les effectifs (calculé comme le quotient du nombre total d'embauches, resp. de départs autres que volontaires, sur l'effectif de l'établissement au 31 décembre de l'année précédente). Les autres variables explicatives sont des indicatrices de secteur (36 secteurs), de taille (6 tailles), d'âge de l'établissement (4 catégories), de région, de statut (privé, grandes entreprises nationales, etc.) et la part de femmes dans l'emploi.

Source : Insee, DADS, 2000 et DMMO, 2001. Calculs de l'auteur.

Champ : établissements du secteur privé et semi-public, à l'exception des secteurs "pêches" et "administration publique", des collectivités territoriales et des établissements hospitaliers.

Parmi les 50-54 ans, un salaire relatif plus élevé est associé à une part significativement plus faible dans les sorties de l'emploi. Cela reflète un effet protecteur du salaire : des rémunérations relativement plus élevées dans un établissement peuvent signaler que l'expérience des seniors y est valorisée, ce qui se traduit également par un risque plus faible d'éviction de l'emploi.

Cet effet « qualité » du salaire est également observé dans les postes non qualifiés et qualifiés avant 55 ans. En revanche, le salaire ne semble pas jouer de manière significative sur les sorties de l'emploi après 55 ans. Pour les non-qualifiés, ce résultat nuance celui des tableaux 2.3 et 2.4. Il pourrait signaler un effet de sélection : une partie des salariés vieillissants est évincée des effectifs de l'établissement

avant d'atteindre la cinquantaine. Les salariés seniors restant sont donc les plus productifs, ce qui explique qu'ils sont à la fois moins nombreux et plus rémunérés. L'emploi de ces salariés âgés « sélectionnés » est ensuite protégé, puisqu'ils sortent relativement moins souvent de l'emploi que les seniors non qualifiés travaillant dans des établissements où l'écart salarial est plus faible.

Chez les très qualifiés, salaire relatif et parts dans les sorties sont positivement corrélés de 45 à 54 ans. Cela contredit le résultat de la section précédente, mais pourrait s'expliquer par la différence de champ. Les résultats du tableau 2.5 ne portent que sur les établissements de 50 salariés et plus (champ des DMMO) alors que les résultats du tableau 2.4 incluaient *a priori* toutes les tailles d'établissement, et donc une majorité de petits établissements puisque ceux-ci sont les plus nombreux. Dans ce cas, cela signifierait que l'effet « coût du travail » entre en jeu et nuit à l'emploi des plus qualifiés dans les grands établissements, sans que cela soit le cas dans les établissements plus petits. Vraisemblablement, les deux effets coût et qualité du travail jouent simultanément pour les très qualifiés, à des degrés divers selon les établissements.

4.4 L'écart des salaires peut jouer sur les embauches

Le poids des seniors dans les embauches n'est pas significativement corrélé avec leur salaire relatif, lorsqu'on raisonne toutes catégories de qualification confondues. Cependant, même s'ils ne sont pas significatifs au seuil de 5 %, les coefficients associés au salaire relatif sont négatifs après 50 ans (cf. tableau 2.5). C'est également le cas dans les deux catégories les moins qualifiées. Pour deux groupes au moins (les 55-59 ans chez les non qualifiés et les 50-54 ans chez les qualifiés), cette relation est significative : les seniors de ces groupes sont significativement moins nombreux parmi les embauches dans les établissements où ils sont relativement plus payés.

D'un point de vue théorique, un effet négatif du salaire sur l'emploi des seniors *via* les embauches n'est pas incohérent : les problèmes de rigidité dans la fixation des salaires ne se posent pas uniquement pour les salariés déjà en emploi. Les grilles salariales peuvent prévoir des salaires plus élevés pour les seniors, même lorsqu'ils viennent d'être embauchés. De plus, le salaire demandé par les seniors au moment de l'embauche peut être corrélé au salaire relatif dans l'établissement. Dans ce cas, un salaire relatif plus élevé des seniors pourrait induire des embauches moins nombreuses⁽⁴¹⁾. Les résultats semblent montrer que ce pourrait être le cas dans deux catégories : les employés et ouvriers qualifiés de 50 à 54 ans, et les non qualifiés après 55 ans.

Néanmoins, cette corrélation entre salaire relatif plus élevé et embauches moins nombreuses ne se vérifie pas de manière significative sur les autres classes d'âge. Il serait donc abusif de généraliser ce résultat. Par ailleurs, la corrélation ne se vérifie pas du tout parmi les très qualifiés. Chez ces salariés, un salaire relatif plus élevé après 55 ans est associé à une part dans les embauches significativement plus élevée.

5 Conclusion

Les résultats de ce chapitre soulignent la difficulté d'analyser le lien entre salaire et emploi des seniors. Cette difficulté est à la fois de nature théorique, parce que les mécanismes expliquant la croissance du salaire avec l'âge sont nombreux et variés et parce qu'il est difficile d'analyser le lien emploi – salaire d'une manière purement statique, et empirique, parce qu'il n'est pas aisé de trouver un « bon »

41 Une corrélation négative entre salaire relatif et embauches des seniors peut par ailleurs s'observer dans les établissements où le capital humain spécifique est fortement valorisé. Le salaire des seniors en place est élevé, si ces derniers ont une ancienneté dans l'établissement élevée, mais il y a très peu d'embauches de nouveaux seniors, puisqu'ils auraient une faible espérance d'acquérir un capital humain spécifique important, vu la proximité de l'âge de départ à la retraite.

indicateur du coût salarial relatif des seniors et que la corrélation entre emploi et salaire relatif ne s'interprète pas facilement.

Deux résultats marquants sont néanmoins à retenir des analyses développées ici. Le premier est que le profil croissant des salaires avec l'âge après 50 ans s'explique par ce qui se passe dans le *haut* de la distribution des salaires et de celle des évolutions de salaires. Il est dû à l'existence de très forts gains de salaires pour certains salariés quinquagénaires, qui pourraient venir en partie du paiement de « primes de départ » l'année où ces salariés quittent l'entreprise. Il n'y a pas, en revanche, un processus d'augmentation systématique des salaires avec l'âge, tel que l'impliquerait par exemple l'existence de rigidités fortes. Dans le bas de la distribution des salaires, et ce jusqu'à la médiane, les quantiles de salaire horaire *diminuent* après 50 ans. Parmi les seniors qui restent dans leur établissement, un sur quatre voit de plus son salaire horaire diminuer d'une année sur l'autre. La principale caractéristique des salaires des seniors n'est donc pas tant la hausse du salaire moyen que la forte augmentation de l'écart-type de la distribution de ces salaires.

Le second résultat important concerne le lien salaire –emploi. Un salaire plus élevé n'est pas associé à une part plus faible de l'emploi pour les seniors. Le lien salaire – emploi de ces salariés ne semble donc pas pouvoir s'analyser à travers le prisme d'un modèle statique simple de demande de travail. Ce résultat relativise l'idée que les salaires des seniors seraient l'obstacle majeur à leur emploi. Il suggère que l'augmentation du salaire avec l'âge semble s'expliquer, au moins en partie, par des gains de productivité : nous testons cette idée dans le chapitre qui suit. Par ailleurs, même parmi les non-qualifiés, pour lesquels un salaire élevé est associé à une part plus faible de l'emploi, l'éviction semble en réalité avoir lieu avant 50 ans. Les non-qualifiés quinquagénaires semblent plutôt protégés, au sens où ils sortent relativement moins souvent de l'emploi dans les établissements où ils sont relativement mieux rémunérés.

6 Annexe : Corrélations entre salaire relatif et part des seniors dans l'emploi des établissements : une analyse par régressions

Si le salaire des seniors diminue leur employabilité, ils seront d'autant moins nombreux dans l'emploi que ce salaire est élevé. L'illustration la plus simple consiste donc à regarder la corrélation entre salaire relatif et part des seniors dans l'emploi des établissements.

Afin de prendre en compte les logiques propres aux secteurs ou aux catégories de taille et d'âge des établissements, on régresse au niveau des établissements (indiqués par i) la part des seniors dans l'emploi sur leur salaire relatif, ainsi que des indicatrices de secteur (16 secteurs), de taille (4 catégories) et d'âge des établissements (6 catégories). On contrôle également la région, le statut (société, grande entreprise nationale, etc.) et la part des femmes dans l'emploi.

$$\left(\frac{L^{\text{âgé}}}{L^{\text{total}}} \right)_i = \alpha_{\text{âgé}} \cdot \log(\text{SalR}_{\text{âgé} / 30-39 \text{ ans}}) + \sum_j \beta_j \cdot 1_{\text{carac}(i)} + \varepsilon_i$$

$\text{SalR}_{\text{âgé}/30-39\text{ans}}$ représente le salaire de la catégorie étudiée relativement à une catégorie d'âge intermédiaire, choisie comme référence. Il est défini comme le ratio du salaire horaire des âgés sur celui des 30-39 ans. Les $1_{\text{carac}(i)}$ sont des indicatrices, représentant les caractéristiques de l'établissement i . Les effectifs L sont exprimés en équivalent année-travail, c'est-à-dire que chaque salarié est pondéré par son nombre de jours de travail dans l'année. Le terme ε_i représente le résidu de la régression.

Les coefficients des salaires relatifs (c'est à dire les coefficients $\alpha_{\text{âgé}}$) sont reportés dans le tableau 2.3. Il s'agit d'une corrélation « toutes choses égales par ailleurs ». Elle indique si un salaire relatif plus élevé des seniors dans un établissement est associé ou non à un emploi plus faible, une fois

neutralisées les caractéristiques moyennes des secteurs, des régions, de la taille et de l'âge des établissements.

Ces corrélations peuvent être difficiles à interpréter. Cela est dû notamment au rôle des coûts d'ajustement. On peut affiner l'analyse en s'intéressant aux flux, plutôt qu'aux niveaux d'emplois. On régresse donc la part des seniors dans les embauches (resp. dans les sorties) sur leur salaire relatif. On inclut de plus comme variables explicatives la part de ces seniors dans les effectifs, le taux d'embauche (resp. de sortie) pour l'ensemble des salariés, ainsi que des indicatrices, afin de neutraliser les caractéristiques des secteurs, région, tailles, etc. des établissements.

$$\left(\frac{N_{embauchés}^{âge}}{N_{embauchés}} \right)_{i,2001} = \alpha_{âge} \cdot \log(SalR_{âge/30-39ans})_{i,2000} + \beta_1 \cdot \left(\frac{N_{total}^{âge}}{N_{total}} \right)_{i,2000} + \beta_2 \cdot \left(\frac{N_{embauchés}}{N_{total}} \right)_{i,2001} + \sum_j \gamma_j \cdot 1_{caract(i)} + \varepsilon_i$$

La part d'une classe d'âge dans les embauches est le quotient du nombre de salariés de cette classe d'âge embauchés en 2001, divisé par le nombre total de salariés embauchés dans l'établissement. La part dans les sorties est définie de manière similaire, comme le poids de la classe d'âge parmi tous les salariés quittant l'établissement en 2001 (hors départs volontaires). Les sorties concernent les licenciements, fin de CDD, départ en retraite et préretraite. On exclut donc les départs volontaires.

Les parts dans les embauches et les sorties sont observées en 2001. Le tableau 2.4 présente les coefficients correspondants.

Chapitre 3

La productivité des salariés âgés ⁽⁴²⁾

1 Introduction

L'idée que les seniors seraient trop payés relativement à leur productivité est fréquemment invoquée pour expliquer la faiblesse de leur taux d'emploi. Cette idée se nourrit du profil observé des salaires après 50 ans, nettement plus pentu en France que dans la plupart des pays de l'OCDE (cf. chapitre 2) : il paraît difficile de croire que des écarts entre pays d'aussi grande ampleur puissent exister sur le profil de productivité selon l'âge, ce qui a conduit de nombreux auteurs à penser que le ratio salaire / productivité est plus élevé en France que dans d'autres pays. Les résultats du chapitre 2 relativisent cependant ce raisonnement. D'une part, ils mettent en garde contre l'interprétation du profil croissant des salaires moyens comme une preuve d'un coût salarial élevé des seniors à caractéristiques égales, du fait de l'importance des effets de composition. D'autre part, ils montrent qu'un salaire relatif élevé des seniors dans un établissement n'est pas associé avec une part plus faible dans l'emploi. Ce résultat affaiblit le lien causal supposé entre salaire relatif et emploi. Il suggère que l'augmentation des salaires avec l'âge pourrait s'expliquer, au moins en partie, par des gains de productivité.

42 Ce chapitre reprend et complète les résultats d'un travail joint avec Bruno Crépon.

Les conclusions du chapitre précédent permettent donc, indirectement, de formuler certaines hypothèses sur le ratio salaire / productivité. Néanmoins, elles ne suffisent pas à inférer le profil de la productivité selon l'âge à partir du profil des salaires. Nous ne revenons pas ici sur les mécanismes théoriques, détaillés dans la deuxième section du chapitre 2, mais on peut simplement rappeler que ces deux profils peuvent être distincts, même dans une situation d'équilibre concurrentiel.

Des estimations séparées de la productivité et du salaire selon l'âge sont donc nécessaires pour savoir si les seniors ont effectivement un salaire relatif supérieur à leur productivité relative. C'est l'objet de ce chapitre. De telles estimations séparées présentent en fait un intérêt à double titre. Elles permettent d'éclairer un déterminant important de la demande de travail adressée aux seniors, mais elles permettent également de confronter plusieurs points de vue théoriques contradictoires sur les mécanismes de formation du salaire selon l'âge, justifiant que l'évolution du salaire puisse ou non être différente de celle de la productivité.

Bien évidemment, l'estimation des salaires et de la productivité en fin de carrière ne permettra pas d'expliquer entièrement la demande de travail pour les salariés âgés. En particulier, mettre en lumière l'existence d'un écart entre productivité et coût salarial pour ces salariés ne suffit pas pour identifier le mécanisme qui 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 du 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.

Le plan du chapitre est le suivant. La section 2 présente les différentes stratégies d'estimation qui ont été utilisées dans la littérature et celle qui a été retenue dans ce chapitre. Le modèle économétrique est détaillé dans la section 3. Les résultats et leurs limites sont présentés respectivement dans les sections 4 et 5, et la section 6 conclut.

2 Comment estimer la productivité des salariés ?

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. Cette rareté s'explique facilement par l'absence de mesure simple et pertinente, voire même de définition, de la « productivité » à un niveau individuel.

2.1 Les approches anciennes : mesurer la productivité individuelle des salariés

Une première approche consiste à chercher des « mesures » de la productivité au niveau individuel. Les études les plus anciennes, telle celle de Abraham et Medoff (1980), ont ainsi utilisé des estimations subjectives de la productivité, notamment des notations attribuées par des supérieurs ou des collègues, 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 (par exemple, deux entreprises dans le cas de Abraham et Medoff). Il se pose donc un problème important de généralisation des résultats. Ces derniers sont de plus susceptibles d'être biaisés par des erreurs de mesure non négligeables. Les effets individuels sur les capacités cognitives étant importants, il serait nécessaire de disposer de 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'efficacité 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 mettent en place, parfois de manière inconsciente, des stratégies visant à compenser ces difficultés liées à l'âge. Les conséquences sur la performance au travail sont donc bien souvent en deçà des effets négatifs des changements fonctionnels subis. D'autre part, la « mesure » des capacités physiologiques ou psychiques réduit l'analyse de la productivité à un niveau individuel. Elle ignore donc totalement les éléments d'efficacité au niveau du collectif de travail, c'est-à-dire les externalités éventuelles d'un salarié sur la productivité de ses pairs.

Ces éléments sont résumés par Jolivet, Molinié et Volkoff (2000) dans 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 performants à leur poste de travail. Les indicateurs traditionnels « d'efficacité » ne recouvrent donc pas toutes les facettes de la performance des salariés.

2.2 Une approche plus récente : estimer la productivité moyenne de groupes homogènes 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. Les études les plus récentes dans la littérature économique adoptent donc une approche alternative, développée initialement dans le cadre américain par Hellerstein, Neumark, 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 d'un groupe d'âge dans la main-d'œuvre 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 littérature donne des résultats nuancés. Pour les États-Unis, Hellerstein, Neumark et Troske (1999) ne détectent aucune divergence entre salaire et productivité aux âges élevés. Leurs estimations sont menées sur un panel contenant plus de 3 000 firmes et 120 000 salariés, et prennent en compte une ventilation de la main-d'œuvre selon le sexe, l'âge, la « race » et la qualification. Ces estimations sont néanmoins assez imprécises. En particulier, les différences de productivité par âge ne sont pas statistiquement significatives. En utilisant un ensemble de données plus riche, Hellerstein et Neumark (2004) trouvent des résultats un peu différents. Ils constatent que la productivité chute plus rapidement que le salaire après 55 ans. Dans l'ensemble, ils estiment que le ratio productivité/salaire baisse d'environ 30% entre le groupe d'âge le plus jeune (les moins de 35 ans) et le groupe d'âge le plus âgé (les plus de 55 ans).

Haegeland et Klette (1999), sur données norvégiennes, et Crépon, Deniau, Perez-Duarte (2003), sur données françaises, aboutissent à des conclusions similaires à Hellerstein et Neumark (2004), à savoir une productivité des seniors plus faible que celle des salariés d'âge médian. Les estimations de Crépon, *et al.* utilisent une base de données plus riche, les DADS, appariées avec des données fiscales d'entreprises : leur panel réunit 75 000 entreprises pérennes entre 1994 et 1997. Ces auteurs proposent de surcroît une nouvelle méthode pour tester directement l'égalité entre salaire et productivité, en estimant le « rabais relatif » (*markdown*) de chaque catégorie de travailleurs, défini comme le ratio de la productivité relative sur le salaire relatif du groupe de travailleurs considéré. Selon leurs résultats, c'est le groupe des salariés âgés de 25 à 34 ans qui est le plus productif. La baisse du ratio productivité/salaire est de l'ordre de 20 à 25 % entre les travailleurs de moins de 35 ans et les travailleurs de plus de 55 ans.

2.3 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, Troske est mesurée par la part de cette catégorie dans les effectifs, estimée sur un échantillon de ces derniers. Ce problème n'est cependant pas présent dans Crépon, Deniau, Perez-Duarte puisque les données utilisées sont exhaustives.

Un second problème vient de la difficulté d'estimer 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, comme cela est documenté dans Griliches et Mairesse (1997). En particulier, l'estimation de la productivité marginale relative des différentes catégories d'âge peut souffrir d'un tel biais, si certains déterminants inobservés de la productivité des entreprises sont fortement corrélés avec sa structure par âge. C'est notamment le cas si les entreprises subissent des chocs qui modifient simultanément leur productivité et la structure par âge de leurs effectifs, par exemple 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. Cela semble bien le cas, comme l'indiquent les résultats du chapitre 1. Une entreprise en mauvaise santé économique aura ainsi 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 ?

Dans ce chapitre, nous proposons donc deux améliorations par rapport à l'état actuel de la littérature sur la productivité par classe d'âge : d'une part, une prise en compte des biais dus à la simultanéité des décisions d'embauche et de licenciement avec les chocs de productivité ; d'autre part, une prise en compte beaucoup plus fine de la structure par âge des entreprises, en distinguant 9 groupes d'âge quinquennaux dans la main-d'œuvre des entreprises.

3 Le modèle économétrique

3.1 La fonction de production

Le cadre théorique utilisé ici est similaire à celui de Crépon *et al.* (2003), lui-même inspiré de la méthode initialement utilisée par Hellerstein *et al.* (1999).

Considérons une fonction de production de type Cobb-Douglas :

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

où $Q_{i,t}$ désigne la valeur ajoutée dans la firme i à la date t , $K_{i,t}$ son stock de capital et $\lambda \cdot L$ le « travail efficace » (produit de la quantité de travail et de la productivité d'une unité de travail).

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 :

$$\lambda L = \sum_j \lambda_j \cdot L_j = \lambda_0 \cdot L \cdot \left(\frac{L_0}{L} + \sum_{j \neq \{0\}} \frac{\lambda_j}{\lambda_0} \cdot \frac{L_j}{L} \right) = \lambda_0 \cdot L \cdot \left(1 + \sum_{j \neq \{0\}} \left(\frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1 \right) \cdot \frac{L_j}{L} \right)$$

La fonction de production se réécrit alors

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

avec

$$cons = \ln(A) + \alpha \cdot \ln(\lambda_0)$$

En linéarisant le dernier terme, on obtient :

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

Il s'agit d'une fonction de production classique dans laquelle on a ajouté parmi les régresseurs la part du travail total effectuée par chaque sous-groupe de salariés considéré, à l'exception de l'un d'entre eux choisi comme référence. Cette spécification revient donc à considérer la part de chaque groupe de salariés comme un facteur de production. On estime la productivité marginale (relative) 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 quinquennales d'âge définies dans les données, à l'exception de celle des 35-39 ans, choisie comme référence.

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. Enfin, pour prendre en compte des évolutions conjoncturelles qui pourraient être différentes d'un secteur à l'autre, et toucher différemment les entreprises selon leur taille et leur âge, on ajoute des contrôles de secteur croisé avec l'année, de taille, ainsi que d'âge d'entreprise (cf. annexe pour la présentation des données).

3.2 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 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.

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

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

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

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

Cette approche peut néanmoins conduire à une estimation biaisée des productivités marginales des facteurs s'il y a une hétérogénéité inobservée d'une entreprise à l'autre, qui resterait malgré l'ajout de contrôles de taille, de secteur et d'âge de l'entreprise. 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.

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

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

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

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

3.3 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 et des 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 s'écrive $\varepsilon_{i,t} = u_{i,t} + v_{i,t}$, 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 $u_{i,t} = u_{i,t-1} + \eta_{i,t}$ dont la composante contemporaine $\eta_{i,t}$ 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 » :

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

les variables $\Delta \ln(K)_{i,t}$, $\Delta \log(L)_{i,t}$ et $\Delta \left(\frac{L_j}{L} \right)_{i,t}$ 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 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 au chapitre 1 que, à l'exception de la classe d'âge des plus de 55 ans, la variation de la part de chacune des catégories d'âge 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. S'il y a bien causalité inverse entre la production et le niveau des facteurs de production, c'est-à-dire si les entreprises peuvent anticiper un choc de demande positif ou négatif et ajuster simultanément leur niveau d'emploi en embauchant ou licenciant, alors les coefficients associés aux variations des parts des différentes catégories d'âge seront biaisés dans l'estimation de la fonction de production. Ce biais sera positif pour les plus jeunes et négatif pour les plus anciens.

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

Dans cette étude, nous prenons en compte le biais de simultanéité par une 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 la composante $\eta_{i,t}$ du terme inobservable $u_{i,t} = u_{i,t-1} + \eta_{i,t}$, puisque le « choc » que cette composante traduit ne peut pas être anticipé par

l'entreprise plus de deux périodes à l'avance. Les variables passées ne sont pas non plus corrélées au terme $v_{i,t}$, que nous avons défini précédemment comme un choc aléatoire transitoire, totalement imprévisible par l'entreprise. On estime donc la fonction de production en différence suivante

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

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

avec les conditions d'orthogonalité

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

qui traduisent l'orthogonalité des résidus de l'équation avec les instruments $\ln(K)_{i,t-s}$, $\ln(L)_{i,t-s}$ et $\left(\frac{L_j}{L} \right)_{i,t-s}$ 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.

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 ne gardant dans les instruments la valeur du logarithme du travail uniquement en $(t - 2)$, et non à toutes les années passées.

De plus, on contrôle dans notre spécification le secteur (selon la nomenclature NES 36) et l'année, ainsi que la taille (3 catégories) croisée avec l'âge (5 catégories) des entreprises. L'ajout de ces nombreux contrôles conduit à un nombre élevé de variables explicatives. Cela pose un problème technique pour les estimations : la méthode d'Arellano et Bond présentée ci-dessus a été reprogrammée afin d'estimer la fonction de production de manière jointe sur toutes les années d'observation, en utilisant le module IML du logiciel SAS. Un nombre trop élevé de contrôles (introduits sous la forme de variables explicatives exogènes) conduit à manipuler des matrices de très grande taille, et on atteint rapidement les limites du logiciel. Dans tout ce qui suit, on contourne cette contrainte technique par une estimation en deux temps : dans une première étape, on régresse la variable dépendante et les variables explicatives (évolution de la production et de ses facteurs) sur les indicatrices correspondant aux contrôles cités précédemment. Dans un second temps, on estime la fonction de production à partir des variables explicatives « centrées ».

3.5 Estimation des équations de coût salarial

Les salaires, agrégés ou par catégorie, sont disponibles pour chaque entreprise dans les DADS (cf. annexe). 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 selon la méthode présentée précédemment, il convient de l'estimer sous les mêmes contraintes qui sont imposées à l'estimation du profil de productivité. En particulier, l'estimation des fonctions de production contrôle la valeur ajoutée moyenne par secteur, taille et âge d'entreprise, et impose 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 le 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 :

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

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

$$\ln(\bar{w}_{i,t}) = \text{cons} + \ln\left(1 + \sum_{j \neq 0} \left(\frac{w_j}{w_o} - 1\right) \cdot \left(\frac{L_j}{L}\right)_{i,t}\right) + \varphi_{i,t}$$

ou par la forme en différence première linéarisée suivante :

$$\Delta \ln(\bar{w}_{i,t}) = \sum_{j \neq 0} \left(\frac{w_j}{w_o} - 1\right) \cdot \Delta \left(\frac{L_j}{L}\right)_{i,t} + \xi_{i,t}$$

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

4 Estimation des profils de productivité par âge

Dans ce qui suit, les profils présentés de productivité selon l'âge se réfèrent à chaque fois aux résultats de l'estimation de la fonction de production, c'est-à-dire la régression du produit de l'entreprise sur le niveau de ses facteurs de production. Les profils de coût salarial se réfèrent aux résultats de l'estimation de l'équation de coût salarial. 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.

4.1 Estimateurs dans les dimensions inter- et intra-entreprises

Les tableaux 3.1 et 3.2 présentent les profils de productivité estimés 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.

Tableau 3.1 : Estimation de la fonction de production dans la dimension « inter-entreprises »

	<i>Industrie</i>		<i>Commerce</i>		<i>Services</i>	
	<i>Paramètre</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Paramètre</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Paramètre</i>	<i>Ecart-type</i>
<i>Travail (log L)</i>	0,793 **	0,004	0,802 **	0,004	0,857 **	0,005
<i>Capital (log K)</i>	0,208 **	0,002	0,168 **	0,002	0,125 **	0,002
<i>Classes d'âge :</i>						
<i>Moins de 25 ans</i>	- 0,416 **	0,043	- 1,208 **	0,038	- 1,364 **	0,047
<i>25-29 ans</i>	0,280 **	0,035	0,376 **	0,030	0,469 **	0,042
<i>30-34 ans</i>	0,095	0,049	0,113 **	0,041	0,145 **	0,058
<i>35-39 ans</i>	0,000	<i>Réf.</i>	0,000	<i>Réf.</i>	0,000	<i>Réf.</i>
<i>40-44 ans</i>	- 0,025	0,051	- 0,059	0,042	- 0,082	0,062
<i>45-49 ans</i>	0,060	0,038	- 0,027	0,032	0,108 **	0,048
<i>50-54 ans</i>	0,138 **	0,047	0,035	0,040	- 0,012	0,059
<i>55-59 ans</i>	0,017	0,049	- 0,302 **	0,044	- 0,053	0,066
<i>Plus de 60 ans</i>	0,955 **	0,086	0,443 **	0,067	0,319 **	0,092
<i>R²</i>	0,85		0,69		0,72	
<i>Nombre d'entreprises</i>	24 058		28 690		19 764	

Toutes les variables sont mesurées comme leur moyenne sur la période (1994-2000) par entreprise.

Variable dépendante : log de la valeur ajoutée, déflatée d'un indice d'évolution des prix par secteur (NES 114).

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).

Les ** signalent les coefficients significatifs à 5%.

Champ : entreprises privées de 5 salariés et plus, pérennes de 1994 à 2000, hormis les secteurs de la pêche, de l'énergie, de la construction, des activités financières et des administrations (cf. annexe)

Source : appariement DADS et BRN, 1994 à 2000

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 que ces plus de 55 ans sont plus nombreux dans des entreprises plus grandes et plus capitalistiques, et donc plus productives, plutôt que par le fait que les plus de 55 ans seraient nettement plus productifs que les autres catégories d'âge.

Tableau 3.2 : Estimation de la fonction de production dans la dimension « intra-entreprises »

	<i>Industrie</i>		<i>Commerce</i>		<i>Services</i>	
	<i>Paramètre</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Paramètre</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Paramètre</i>	<i>Ecart-type</i>
<i>Travail (log L)</i>	0,681 **	0,003	0,594 **	0,003	0,655 **	0,003
<i>Capital (log K)</i>	0,137 **	0,002	0,127 **	0,002	0,141 **	0,002
<i>Classes d'âge :</i>						
<i>Moins de 25 ans</i>	- 0,058 **	0,009	- 0,117 **	0,007	- 0,118 **	0,008
<i>25-29 ans</i>	- 0,021 **	0,008	- 0,041 **	0,006	- 0,038 **	0,007
<i>30-34 ans</i>	0,004	0,007	0,002	0,005	- 0,008	0,006
<i>35-39 ans</i>	0,000	<i>Réf.</i>	0,000	<i>Réf.</i>	0,000	<i>Réf.</i>
<i>40-44 ans</i>	- 0,027 **	0,007	- 0,005	0,005	- 0,007	0,007
<i>45-49 ans</i>	- 0,062 **	0,009	- 0,031 **	0,006	- 0,013	0,008
<i>50-54 ans</i>	- 0,082 **	0,010	- 0,069 **	0,007	- 0,039 **	0,009
<i>55-59 ans</i>	- 0,077 **	0,011	- 0,090 **	0,008	- 0,041 **	0,011
<i>Plus de 60 ans</i>	- 0,005	0,019	- 0,091 **	0,013	- 0,031	0,017
<i>R²</i>	0,40		0,28		0,35	
<i>Nombre d'entreprises</i>	24 058		28 690		19 764	

Toutes les variables sont mesurées en écart à leur moyenne sur la période pour l'entreprise.

Variable dépendante : log de la valeur ajoutée, déflatée d'un indice d'évolution des prix par secteur (NES 114).

Contrôles : année.

Les ** signalent les coefficients significatifs à 5%.

Champ : entreprises privées de 5 salariés et plus, pérennes de 1994 à 2000, hormis les secteurs de la pêche, de l'énergie, de la construction, des activités financières et des administrations (cf. annexe)

Source : appariement DADS et BRN, 1994 à 2000

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 ⁽⁴³⁾ dû au fait que les entreprises sont capables

43 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.

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, les salariés jeunes s'ajustent 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 (ou fins de contrats) lors des phases de diminution des effectifs. Si les variations de l'emploi correspondent à une réponse des entreprises à des chocs de demande, on observera donc une part des salariés jeunes 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.

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.

4.2 Estimation par la méthode des moments généralisés

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

Afin de corriger ce biais, on estime la même fonction de production que précédemment par une méthode de « variables instrumentales » (cf. section précédente). Cette méthode a pour but de purger 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.

Tableau 3.3 : Estimation de la fonction de production en différence première par la méthode des moments généralisés (MMG)

	<i>Industrie</i>		<i>Commerce</i>		<i>Services</i>	
	<i>Paramètre</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Paramètre</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Paramètre</i>	<i>Ecart-type</i>
<i>Travail (log L)</i>	0,821 **	0,048	0,604 **	0,043	0,789 **	0,054
<i>Capital (log K)</i>	0,191 **	0,024	0,144 **	0,015	0,098 **	0,021
<i>Classes d'âge :</i>						
<i>Moins de 25 ans</i>	- 0,183 **	0,055	- 0,223 **	0,034	- 0,213 **	0,045
<i>25-29 ans</i>	- 0,140 **	0,043	- 0,124 **	0,026	- 0,136 **	0,038
<i>30-34 ans</i>	- 0,058 **	0,024	- 0,035 **	0,015	- 0,059 **	0,024
<i>35-39 ans</i>	0,000	<i>Référence</i>	0,000	<i>Référence</i>	0,000	<i>Référence</i>
<i>40-44 ans</i>	0,046	0,029	0,046 **	0,016	0,050 **	0,023
<i>45-49 ans</i>	0,039	0,029	0,058 **	0,019	0,090 **	0,026
<i>50-54 ans</i>	0,033	0,032	0,059 **	0,022	0,080 **	0,030
<i>55-59 ans</i>	- 0,005	0,034	0,048 *	0,025	0,026	0,034
<i>Plus de 60 ans</i>	0,122	0,082	0,039	0,054	0,047	0,067
<i>Nombre d'entreprises</i>	24 058		28 690		19 764	
<i>Sargan (nlib)</i>	134,0	(119)	162,8	(119)	120,8	(119)
<i>P valeur</i>	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), méthode d'Arellano et Bond (matrice optimale de troisième étape).

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)*

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).

*Les ** signalent les coefficients significatifs à 5%.*

Champ : entreprises privées de 5 salariés et plus, pérennes de 1994 à 2000, hormis les secteurs de la pêche, de l'énergie, de la construction, des activités financières et des administrations (cf. annexe)

Source : appariement DADS et BRN, 1994 à 2000

Les résultats de ces estimations pour les trois secteurs considérés sont présentés dans le tableau 3.3. 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 ⁽⁴⁴⁾. 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

44 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.

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.

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.

4.3 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 3.3). Dans les trois secteurs considérés, on estime une productivité croissante avec l'âge en première partie de vie active, puis stable au-delà d'une limite située autour de 40 ans. Les écarts-types sont assez élevés, ce qui empêche fréquemment de rejeter l'hypothèse d'égalité entre la productivité marginale des diverses classes d'âge et celle de la classe d'âge de référence, c'est-à-dire les 35-39 ans.

Dans l'industrie, seules les classes plus jeunes (moins de 35 ans) sont significativement moins productives que cette classe d'âge de référence. Dans le commerce, les quatre classes d'âge 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.

4.4 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. section précédente). 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 et par la structure par âge de leur main-d'oeuvre, 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 3.4 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.

Tableau 3.4 : Estimation des équations de coût salarial en différence première par la méthode des moments généralisés

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

Lecture : Estimation jointe de l'équation de salaire par la méthode des moments généralisés sur chacune des années d'observation (1996 à 2000), méthode d'Arellano et Bond (matrice optimale de troisième étape).

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

Variable dépendante : variation du logarithme du salaire moyen dans l'entreprise.

Contrôles : secteur (NES 36), taille (3 catégories) * âge de l'entreprise (5 catégories), année.

*Les ** signalent les coefficients significatifs à 5%.*

Champ : entreprises privées de 5 salariés et plus, pérennes de 1994 à 2000, hormis les secteurs de la pêche, de l'énergie, de la construction, des activités financières et des administrations (cf. annexe)

Source : appariement DADS et BRN, 1994 à 2000

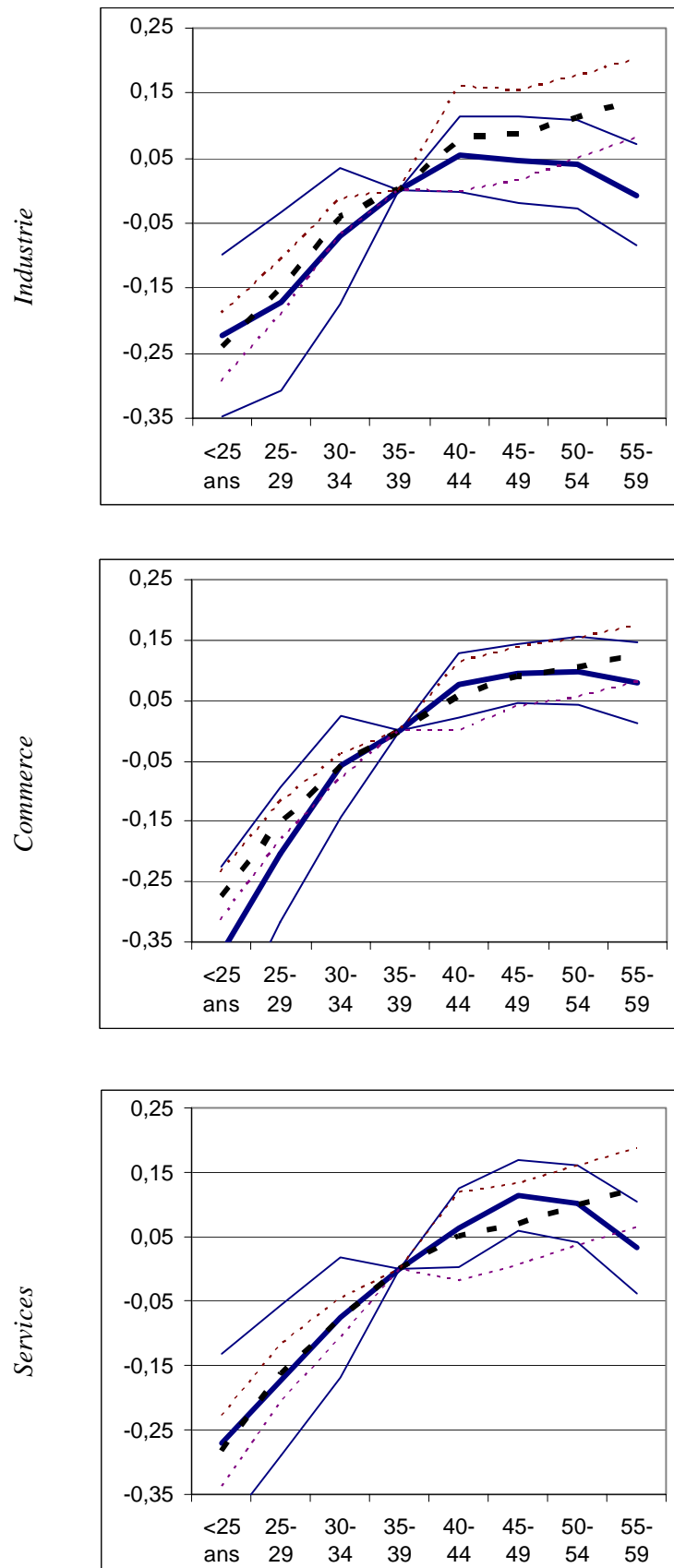
Les graphiques de la figure 3.1 superposent, pour chacun des secteurs, les profils estimés pour la productivité et le coût salarial des travailleurs de moins de 60 ans ⁽⁴⁵⁾. Dans les trois cas, les profils sont globalement similaires, du moins jusqu'à 55 ans. Les profils sont néanmoins à prendre avec 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

45 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 3.3 et 3.4 pour la productivité relative et le coût salarial relatif estimés des plus de 60 ans.

principalement les résultats correspondant au secteur des services, pour lesquels la spécification est acceptée à la fois pour l'estimation des salaires et celle de la productivité.

Un « décrochage » entre productivité et coût salarial semble apparaître après 55 ans, notamment dans l'industrie et les services. Néanmoins, vu 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.

Figure 3.1 : Profil de coût salarial et de productivité selon l'âge, par secteur



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 3.3 et 3.4). Les coefficients représentés correspondent aux $(\frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1)$ dans l'équation de production et aux $(\frac{w_j}{w_0} - 1)$ dans l'équation de coût salarial (cf. section précédente).

Champ : entreprises privées de 5 salariés et plus, pérennes de 1994 à 2000, hormis les secteurs de la pêche, de l'énergie, de la construction, des activités financières et des administrations (cf. annexe)

Source : appariement DADS et BRN, 1994 à 2000

5 Les limites de la méthode

L'estimation de la productivité par classe d'âge 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 plusieurs limites à la généralisation des résultats.

5.1 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 ⁽⁴⁶⁾.

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. Cela pourrait notamment être le cas dans les entreprises utilisant intensivement des nouvelles technologies : cette question est l'objet de l'analyse développée au chapitre 4.

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.

5.2 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 ?

46 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.

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, puisqu'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. Le 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 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 facilement déterminables en pratique. 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.

5.3 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 : l'étroitesse 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*.

6 Conclusion

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'ajustement 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 productivité/salaire, significativement plus faible pour les plus de 50 ans, estimé dans l'étude de Crépon, Deniau et Perez-Duarte (2003) s'expliquerait principalement par le biais de simultanéité⁽⁴⁷⁾. Le signe de ce biais souligne par ailleurs un problème *d'allocation* des salariés âgés, ces derniers se retrouvant en plus grand nombre dans les entreprises en déclin, ce qui pourrait fragiliser leurs perspectives d'emploi.

Si elle permet de corriger le biais de simultanéité, la méthode d'estimation utilisée ici 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 statistiquement 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. Les résultats semblent donc rejeter l'hypothèse d'un problème général de demande de salariés « âgés » qui serait dû à une évolution défavorable, en fin de carrière, du ratio moyen du salaire sur la productivité⁽⁴⁸⁾.

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

48 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 commenceraient 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.

7 Annexe : 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 ont déjà été présentées dans les chapitres précédents. On s'y reportera pour des informations générales sur cette source. 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 ⁽⁴⁹⁾. Il inclut les entreprises du secteur privé ainsi que les grandes entreprises nationales. Les secteurs « pêche », « énergie », « 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

49 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.

ensuite déflatée par un indice d'évolution des prix par secteur (au niveau NES 114), issus des données de la comptabilité nationale. 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 à partir des salaires bruts dans les DADS, en appliquant un barème de taux de charges sociales par tranches de salaire horaire.

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 (dans les DADS, les salariés intérimaires sont affectés à leur entreprise employeuse, et non à l'entreprise utilisatrice), 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. Néanmoins, les effectifs mesurés dans les BRN ou dans les DADS à partir du nombre de jours travaillés peuvent en pratique 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 puisqu'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 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 ⁽⁵⁰⁾ pour lesquelles la valeur ajoutée, l'effectif et le coût salarial sont renseignés et non nuls. La restriction du champ aux entreprises d'au moins 5 salariés 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 ⁽⁵¹⁾. 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 19 764 pour les services (cf. tableau 3.5).

50 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.

51 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.

Tableau 3.5 : 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 compte moins de 4 salariés au 31 décembre 2000 tout en ayant un effectif moyen en équivalent année-travail supérieur à quatre.

Chapitre 4

Nouvelles technologies,

changement organisationnel

et gestion des âges par les entreprises ⁽⁵²⁾

1 Introduction

Dans le chapitre 3, nous avons montré qu'on n'observe pas de diminution de la productivité en fin de carrière, du moins avant 55 ans, ni d'écart flagrant entre le profil de croissance des coûts salariaux et celui de la productivité. Cette conclusion appelle cependant deux remarques. En premier lieu, il s'agit d'un résultat moyen, sur l'ensemble des entreprises et l'ensemble des salariés du secteur privé. Cela n'empêche pas que la productivité puisse décroître pour certains seniors et dans certains établissements. Une des causes principales d'une telle décroissance est en effet l'obsolescence des qualifications en fin de carrière, dont il existe deux sources potentielles : une obsolescence « interne », due à une diminution des capacités physiques et psychologiques, et une obsolescence « externe »,

52 Ce chapitre synthétise différents travaux menés avec Sévane Ananian, Eve Caroli et Muriel Roger.

traduisant la perte de valeur économique des compétences détenues par les seniors, dans la mesure où ils sont sortis depuis longtemps du système éducatif. Si le premier type d'obsolescence peut toucher *a priori* tous les seniors, et semble invalidé par les résultats du chapitre précédent, le second est en revanche lié aux technologies qu'utilisent les entreprises. Il pourrait donc ne jouer que dans certaines entreprises, utilisant des technologies récentes. Le profil de la productivité selon l'âge pourrait ainsi être différent dans les entreprises très « innovantes » de ce qu'il est dans l'ensemble des entreprises.

En second lieu, les estimations du chapitre 3 portent nécessairement sur les seuls salariés âgés encore en emploi. Il est en effet par définition impossible de mesurer la productivité de travailleurs qui auraient déjà perdu leur emploi. Dans ces conditions, il est possible qu'un effet de sélection soit à l'œuvre, les entreprises se défaisant de leurs salariés vieillissants les moins productifs. Si tel est le cas, la productivité estimée sur la main-d'œuvre encore en emploi surestime la productivité réelle d'une classe d'âge et ce, dans la mesure où la baisse de leur productivité conduit, pour partie, à une éviction des salariés les plus âgés.

Afin d'éviter cet écueil, nous développons dans ce chapitre une approche complémentaire à celle des chapitres précédents. Nous modélisons directement la demande de travail, afin de voir comment certains facteurs de production jouent sur l'emploi des seniors et, par ce biais, comment ils modifient la demande de travail des entreprises pour ces salariés.

1.1 Nouvelles technologies, changements organisationnels et marché du travail

La prise en compte du contexte de changements technique et organisationnel rapides est particulièrement pertinente dans l'analyse de l'emploi des salariés âgés. Les dernières décennies ont en effet été marquées, dans les pays de l'OCDE, par des transformations particulièrement importantes des technologies et des formes d'organisation du travail. Le développement des TIC (technologies de

l'information et de la communication) s'est en effet accompagné de l'adoption de pratiques de travail dites « flexibles » ou « innovantes » (Caroli, 2001). Celles-ci incluent la réduction du nombre de niveaux hiérarchiques, la rotation entre les tâches, le juste à temps, ainsi que le développement du travail en groupe et de la polyvalence.

Une importante littérature s'est progressivement développée sur l'impact des innovations tant technologiques qu'organisationnelles sur la demande de travail. L'effet des TIC et des nouvelles formes d'organisation sur le volume de l'emploi reste toutefois difficile à déterminer. Concernant les nouvelles technologies, l'essentiel des estimations porte sur l'impact sur l'emploi des innovations de produits ou de procédés. Les innovations de produits semblent avoir un impact positif sur la croissance de l'emploi (Van Reenen, 1997) alors que les innovations de procédés ont des effets plus contrastés (Blanchflower et Burgess, 1997). En revanche, l'introduction de pratiques organisationnelles flexibles est, elle, négativement corrélée avec le volume de l'emploi. On ne peut toutefois pas en conclure que les changements organisationnels ont nécessairement un effet négatif sur l'emploi. En effet, il s'agit là d'une concomitance qui peut s'expliquer par le fait que les entreprises tendent à introduire des changements importants dans leur organisation du travail dans les moments où la conjoncture est basse, car le coût d'opportunité de l'ajustement est alors plus faible.

Les résultats sont en revanche plus clairs en ce qui concerne l'effet des innovations technologiques et des nouvelles pratiques de travail sur la demande de qualifications exprimée par les entreprises. Dans les deux cas, changements techniques et organisationnels apparaissent biaisés au détriment du travail peu qualifié (voir Berman et al. (1994) pour l'effet des changements techniques et Caroli et Van Reenen (2001) et Bresnahan et al. (2002) pour les changements organisationnels).

Un troisième effet possible des changements technologiques et organisationnels a trait à leur impact sur les caractéristiques des salariés qui sont en emploi et, en particulier sur leur structure par âge. Cette dimension est, de loin, celle qui a été le moins étudiée dans la littérature. Elle mérite cependant une

analyse détaillée et ce, en particulier, lorsque l'on s'intéresse au problème de l'accès à l'emploi des salariés âgés. La question qui se pose est en effet la suivante : l'adoption de pratiques de production et de travail innovantes engendre-t-elle une obsolescence des qualifications nuisible aux salariés vieillissants ?

1.2 Innovations et obsolescence des qualifications

On a beaucoup insisté, dans la littérature, sur le fait que les changements technologiques et organisationnels tendent à accroître le rythme d'obsolescence des compétences. L'idée sous-jacente est que les nouveaux équipements et modes de communication ainsi que les nouvelles formes d'organisation du travail requièrent une capacité d'adaptation accrue de la part des salariés. Cela est dû, pour partie aux caractéristiques propres des nouvelles technologies, mais également au fait que les nouveaux systèmes productifs sont fondés sur une plus grande réactivité aux changements qui interviennent sur les marchés. Dans ces conditions, les salariés doivent être en mesure de s'adapter rapidement aux transformations en cours dans leur environnement ainsi qu'à l'utilisation de matériels et de méthodes de travail parfois radicalement nouveaux.

Or, une idée largement répandue est que les capacités d'adaptation des individus décroissent avec leur âge. Celle-ci trouve son fondement dans des travaux de psychologie ainsi que dans le fait que les rendements de la formation diminuent avec l'âge. Heckman (2000) montre ainsi qu'il est souhaitable que les politiques de formation se concentrent sur les individus les plus jeunes. En effet, l'apprentissage influe sur les capacités cognitives qui facilitent elles-mêmes l'acquisition ultérieure de connaissances. Dans ces conditions, l'efficacité de la formation est très fortement décroissante avec l'âge, les individus les plus jeunes étant les mieux placés pour acquérir et valoriser par la suite un stock important de capacités cognitives. Il semble ainsi que l'aptitude à accumuler des compétences nouvelles diminue avec l'âge. Les travailleurs âgés paraissent donc moins bien placés que leurs

collègues plus jeunes pour faire face à un environnement de travail en mutations rapides. L'obsolescence « économique » due à la réduction de la valeur marchande des connaissances précédemment accumulées se double ainsi d'une obsolescence « technique » due à la baisse de la capacité d'apprentissage aux âges élevés.

Toutefois, les salariés âgés sont typiquement dotés d'une plus grande expérience. Or, une source fondamentale d'accumulation de la compétence réside dans l'apprentissage par la pratique (*learning-by-doing*). La maîtrise du métier s'acquiert, aujourd'hui encore, très largement par l'expérience. Dès lors que cette maîtrise n'est pas entièrement codifiable, et donc pas instantanément transférable d'un individu à l'autre, le problème de l'accumulation de compétences au sein de l'entreprise continue à être posé. Dans ces conditions, il n'est pas certain que la productivité des salariés âgés varie de la même façon d'une firme à l'autre lors de l'introduction d'une série d'innovations technologiques et/ou organisationnelles. En particulier, les entreprises intensives en main-d'œuvre qualifiée peuvent être moins tentées de se séparer de leurs salariés les plus âgés. Tout dépend ici de la nature des qualifications en cause. Si celles-ci s'acquièrent essentiellement dans le système scolaire, il est probable que le recrutement de jeunes maîtrisant les techniques de pointe constituera un objectif majeur. En revanche, si les savoirs spécifiques au métier ou au secteur déterminent de façon importante la productivité, une gestion des âges moins défavorable aux salariés âgés pourra émerger.

L'évidence empirique dans ce domaine repose, pour une part importante, sur l'évaluation des difficultés que les travailleurs âgés sont susceptibles de rencontrer dans l'usage des nouvelles technologies. Les résultats issus de cette littérature ne mettent cependant pas en évidence de handicap majeur auquel seraient confrontés les travailleurs vieillissants, vis-à-vis du changement technique. Sur données britanniques, Borghans et Ter Weel (2002) montrent que les ordinateurs sont utilisés de façon prédominante par des salariés âgés de 30 à 50 ans, ce qui suggère qu'il n'existe pas de biais particulier en faveur des jeunes. Une analyse économétrique plus poussée montre qu'une fois que l'on contrôle pour le type de tâche effectuée, il n'existe pas de corrélation significative entre âge et utilisation d'un

ordinateur. Friedberg (2003) trouve des résultats similaires sur données américaines : l'âge des salariés n'apparaît pas corrélé avec l'utilisation d'un ordinateur. Toutefois, les salariés âgés semblent pénalisés dans leur utilisation de l'informatique lorsque l'introduction d'ordinateurs constitue un phénomène récent dans leur secteur d'activité. Ce résultat est interprété par Friedberg comme le fait qu'à l'approche de la retraite, les travailleurs sont moins incités à se re-former afin de suivre le rythme du changement technique ⁽⁵³⁾. Weinberg (2002) franchit un pas supplémentaire en décomposant les effets de l'âge sur l'utilisation d'ordinateurs en fonction du niveau d'éducation des salariés. L'expérience apparaît alors complémentaire à l'usage des nouvelles technologies pour les salariés peu éduqués, alors que le contraire prévaut pour ceux qui disposent d'un diplôme universitaire. Au total donc, les salariés vieillissants ne semblent pas systématiquement désavantagés face aux changements technologiques. Les effets d'obsolescence, lorsqu'ils existent, paraissent en effet se concentrer sur les phases d'adaptation aux nouvelles technologies et sur certaines catégories de travailleurs, en l'occurrence les plus éduqués.

Ces résultats doivent toutefois être considérés avec prudence dans la mesure où, tout comme les estimations de l'effet de l'âge sur la productivité, ils sont affectés par un biais de sélection. En effet, la probabilité d'utiliser un ordinateur est mesurée sur le seul échantillon des salariés encore en emploi. Là encore, si les entreprises tendent à ne conserver que les salariés âgés les plus efficaces, le taux moyen d'utilisation des ordinateurs sera surévalué. Corrélativement, l'impact potentiellement négatif de l'âge sur la maîtrise des technologies innovantes sera sous-estimé, les salariés les moins « capables » ayant déjà quitté l'entreprise.

Afin de surmonter cette difficulté, une possibilité consiste à étudier l'impact de l'innovation sur le maintien en emploi des salariés âgés. Bartel et Sicherman (1993) analysent ainsi les décisions de départ en retraite de salariés employés dans des secteurs dont l'intensité technologique varie. Leurs

53 Sur ce point, voir également Behaghel et Greenan (2005).

résultats montrent que les travailleurs des secteurs traditionnellement à haute technologie partent en retraite plus tard que les autres. Toutefois, les modifications non anticipées du rythme de l'innovation conduisent les salariés les plus âgés à anticiper leur départ. Cela suggère qu'au moment où elles sont introduites, les innovations technologiques peuvent être à l'origine d'un phénomène d'obsolescence. En revanche, à long terme, le changement technique incite les travailleurs à différer leur départ en retraite.

Au-delà des effets sur l'offre de travail des salariés âgés, une autre ligne d'analyse consiste à étudier l'impact des innovations sur la demande de travail des entreprises. A notre connaissance, seuls Heywood et al. (1999) ont, à ce jour, envisagé la question sous cet angle⁽⁵⁴⁾. Sur données d'établissements situés à Hong-Kong, ils tentent d'identifier les déterminants de la part de salariés âgés dans les recrutements des entreprises. Ils montrent ainsi que l'existence de systèmes de paiements différés a un effet néfaste sur l'embauche de salariés âgés. En revanche, l'innovation technologique - mesurée par l'introduction d'équipements nouveaux au cours des trois dernières années - n'apparaît pas corrélée à la part des travailleurs âgés dans les recrutements. Toutefois, les auteurs s'intéressent principalement à l'effet des systèmes de rémunération sur la structure par âge de l'emploi et la mesure de changement technique utilisée est donc relativement grossière. De plus, les critères d'âge utilisés sont eux aussi imprécis, les salariés dits « âgés » regroupant l'ensemble des travailleurs de plus de 35 ans.

Dans ce chapitre, nous poursuivons dans la direction initiée par Heywood et al. (1999) tout en apportant plusieurs améliorations d'ordre méthodologique. Nous abordons la question différemment en nous intéressant aux relations entre nouvelles technologies, changements organisationnels et structure par âge de la main-d'œuvre dans un cadre classique de demande de travail statique. Sous l'hypothèse d'une fonction de coût *translog*, comme cela est habituel dans ce genre de modèle, nous considérons

54 Suite aux travaux développés dans les études qui composent ce chapitre, des estimations sur données allemandes et norvégiennes ont depuis été effectuées par Schöne (2004) et Beckman (2004).

que les seuls facteurs variables sont, en première approximation, les effectifs des différents groupes. Afin de compléter l'analyse, nous nous sommes aussi intéressés aux flux d'emploi, à la fois vers et hors des effectifs des entreprises.

Les différents modèles économétriques sont présentés dans la deuxième section. Les données sur lesquelles ces modèles sont estimés sont présentées dans les sections suivantes, en même temps que les résultats obtenus pour les différentes spécifications. Les résultats présentés dans la troisième section du chapitre mobilisent l'enquête *Changements Organisationnels et Informatisation* (COI) et montrent que, dans l'industrie, la part des salariés âgés dans la masse salariale et dans l'emploi est plus faible dans les entreprises innovantes alors que les travailleurs jeunes y sont surreprésentés. Ce biais à l'encontre des salariés âgés se manifeste également dans les flux d'emplois des entreprises innovantes : l'usage de nouvelles technologies tend à accroître les opportunités d'embauche relativement plus pour les travailleurs les plus jeunes que pour les plus âgés. Parallèlement, les innovations organisationnelles réduisent nettement moins les sorties pour les travailleurs âgés que pour les plus jeunes. Une des limites des travaux réalisés est toutefois de ne pas contrôler des effets fixes d'entreprise pouvant déterminer simultanément le recours aux changements techniques ou organisationnels et la part relative des différentes classes d'âge dans la main-d'œuvre. Cette limite est levée dans la quatrième section. Dans la cinquième section, nous étendons l'analyse du seul secteur manufacturier à l'ensemble des secteurs en mobilisant les données de l'enquête REPONSE 1998 de la DARES, ce qui nous permet d'enrichir notre analyse. La dernière section conclut.

2 Modèles économétriques

Pour étudier les relations entre adoption de nouvelles technologies, changements organisationnels et structure par âge de la main-d'œuvre, nous nous plaçons dans un cadre classique de demande de

travail statique. Nous faisons l'hypothèse d'une fonction de coût *translog*, comme cela est habituel dans ce genre de modèle (voir par exemple Caroli et Van Reenen, 2001).

2.1 Modèle statique : parts salariales des classes d'âge

Comme nous nous intéressons aux effets de l'innovation sur la structure par âge des effectifs, nous considérons, en première approximation, que les seuls facteurs variables sont les effectifs des différents groupes d'âge, indexés par a . A l'opposé, nous faisons l'hypothèse que le capital physique est un facteur « quasi-fixe » : il ne s'ajuste que sur le long terme, et peut donc être considéré comme un facteur exogène à l'équilibre de court terme.

Sous ces hypothèses, les parts des différents groupes dans la masse salariale vérifient les relations habituelles suivantes :

$$S_{a,i} = \alpha_a + \sum_{a' \in \{1 \dots A\}} \gamma_{a,a'} \ln(W_{a'})_i + \gamma_{a,K} \ln(K)_i + \gamma_{a,INNOV} \cdot INNOV_i + \gamma_{a,VA} \ln(VA)_i + \gamma_{a,Z} \cdot Z + \varepsilon_{a,i} \quad (1)$$

$S_{a,i}$ désigne la part d'une classe d'âge a dans la masse salariale totale de l'entreprise i à la date t . Les variables explicatives sont les suivantes : K désigne le stock de capital physique, VA la valeur ajoutée de l'entreprise au cours de l'année, $W_{a'}$ le salaire horaire de la classe d'âge a' , Z un vecteur d'indicatrices de secteur et de taille d'entreprises, et $\varepsilon_{a,i}$ un terme d'erreur stochastique. Nous faisons l'hypothèse qu'il existe un autre facteur de production quasi-fixe, $INNOV$, qui capture l'utilisation de nouvelles technologies et/ou la pratique d'une organisation du travail innovante dans l'entreprise (cf. parties sur les données dans chaque section). Le nombre total de classes d'âge est A .

Comme nous considérons le système d'équations de parts salariales dans son ensemble, il nous faut placer des restrictions supplémentaires sur les paramètres, afin de prendre en compte le fait que les

parts somment à un. L'hypothèse de *symétrie* implique que $\gamma_{a,a'} = \gamma_{a',a}$. Celle d'*homogénéité* se

traduit par $\sum_{a=1}^A \alpha_a = 1$ et $\sum_{a=1}^A \gamma_{a,u} = 0 \forall u \in U = \{u = 1, \dots, A; VA; K; INNOV; Z\}$.

La somme des parts des différentes classes d'âge dans la masse salariale est égale à un. L'une des équations est donc redondante, et nous pouvons de ce fait exclure l'une des classes d'âge du système de demande de travail. Notre modèle économétrique s'écrit alors :

$$S_{a,i} = \alpha_a + \sum_{a' \in \{2 \dots A\}} \gamma_{a,a'} \ln(W_{a'} / W_1)_i + \gamma_{a,K} \ln(K)_i + \gamma_{a,INNOV} INNOV_i + \gamma_{a,VA} \ln(VA)_i + \gamma_{a,Z} \cdot Z + \varepsilon_{a,i} \quad \forall a \in \{2 \dots A\} \quad (2)$$

La classe d'âge 1 est prise comme catégorie de référence pour mesurer les salaires relatifs $\ln(W_{a'} / W_1)_i$, et n'apparaît plus dans le système d'équations. Cette classe d'âge correspond aux salariés de 20-29 ans (cf. parties sur les données).

Un premier problème avec le système d'équations (2) est que les termes d'erreurs $\varepsilon_{a,i}$ peuvent être corrélés entre deux classes d'âge a et a' au sein d'une même entreprise i . Il faut donc prendre en compte la forme de la matrice de variance-covariance de $\varepsilon_i = \{\varepsilon_{2,i}, \dots, \varepsilon_{A,i}\}$, afin d'obtenir un estimateur non biaisé des écarts-types des différents coefficients. Nous estimons donc le système d'équations par les moindres carrés joints généralisés (MCGJ). En pratique, nous estimons une première fois le système d'équations par la méthode des moindres carrés ordinaires, afin d'obtenir des estimateurs convergents des résidus $\varepsilon_{a,i}$. Nous utilisons ensuite ces résidus pour calculer un estimateur de leur matrice de variance-covariance, que nous utilisons dans une deuxième étape pour construire l'estimateur MCGJ.

Un second problème se pose s'il existe une hétérogénéité inobservée entre entreprises. Les corrélations entre les parts dans la masse salariale des différents groupes d'âge et l'utilisation de nouvelles technologies et/ou la pratique d'une organisation du travail innovante dans l'entreprise peuvent alors être expliquées par des variables inobservables agissant conjointement sur les parts et le recours aux nouvelles technologies ou à des formes innovantes d'organisation du travail. Une réponse habituelle à ce problème consiste à estimer le modèle en différences⁽⁵⁵⁾. Le modèle économétrique s'écrit alors :

$$\begin{aligned} \Delta S_{a,i} = & \sum_{a' \in \{2 \dots A\}} \gamma_{a,a'} \Delta \ln(W_{a'} / W_1)_i + \gamma_{a,K} \Delta \ln(K)_i + \gamma_{a,INNOV} \Delta INNOV_i \\ & + \gamma_{a,VA} \Delta \ln(VA)_i + \Delta \varepsilon_{a,i} \quad \forall a \in \{2 \dots A\} \end{aligned} \quad (3)$$

avec $\Delta S_{a,i}$ la variation des parts salariales des différentes classes d'âge, $\Delta \ln(K)_i$ la variation du log du stock de capital physique, $\Delta \ln(VA)_i$ la variation du log de la valeur ajoutée de l'entreprise, $\Delta \ln(W_{a'} / W_1)_i$ les variations des salaires relatifs et $\Delta \varepsilon_{a,i}$ la variation du terme d'erreur stochastique.

Dans notre cas, cette solution ne peut pas toujours être appliquée puisque, dans les bases de données utilisées, les informations les plus précises sur le caractère innovant des entreprises (le facteur *INNOV*) ne sont disponibles que pour une année seulement (voir les parties sur les données). L'essentiel des estimations a donc été effectué sur les variables en niveau (troisième et cinquième sections). Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous avons toutefois estimé le modèle en différence (quatrième partie) en utilisant des indicateurs de changement technique ou organisationnel plus restreints. Les variations sont prises en différences longues sur 1995-1998. Afin d'obtenir un estimateur non biaisé

55 Une autre solution pour prendre en compte le problème d'hétérogénéité inobservée consiste à appliquer une technique de variables instrumentales. Malheureusement, il est difficile de trouver des instruments valides pour les variables explicatives (« capital innovant », mais aussi capital physique, valeur ajoutée et salaires relatifs). Les tentatives faites dans ce domaine souffraient toutes d'un problème d'instruments faibles, qui se traduit en pratique par des biais importants sur les estimateurs à variables instrumentales. En l'absence de « bons » instruments, nous choisissons donc de présenter les résultats des estimations par la méthode MCGJ. Ces résultats doivent de ce fait s'interpréter comme des corrélations, et non comme des causalités.

des écarts-types des différents coefficients, le système d'équation est estimé, comme dans le cas du modèle statique (2), par les moindres carrés joints généralisés.

2.2 Les flux d'emplois : part des entrants et des sortants parmi les classes d'âge

L'estimation du modèle statique indique comment la structure par âge des effectifs varie selon qu'une entreprise utilise des technologies ou des dispositifs d'organisation du travail innovants ou non. Il ne s'agit cependant que de corrélations. En particulier, ces équations ne permettent pas de savoir si les différences sont consécutives à la mise en place des technologies et dispositifs innovants, ou si elles leur préexistaient. Nous nous sommes donc aussi intéressés aux flux d'emploi, à la fois vers et hors des effectifs des entreprises (dans les sections 3 et 5).

L'intérêt de cette approche est double. D'une part, elle permet de savoir si les changements organisationnels et les nouvelles technologies continuent d'agir sur les ajustements des effectifs dans les entreprises, même *après* la mise en place des dispositifs innovants. D'autre part, elle permet de préciser les mécanismes par lesquels l'innovation joue sur la demande de travail : en particulier, elle permet de savoir si la demande de travailleurs âgés potentiellement plus faible dans les entreprises innovantes se traduit par des embauches moins fréquentes ou/et des sorties plus nombreuses.

On note $N_{a,i,t}^{ENTREE}$ le nombre de salariés d'âge a entrants (c'est-à-dire embauchés) au cours de l'année t dans l'entreprise i , et $N_{a,i,t}^{SORTIE}$ le nombre de salariés de cette classe d'âge quittant l'entreprise au cours de l'année. Les motifs de sortie sont multiples : départ volontaire, licenciement, fin de contrat, retraite, etc. Nous ne distinguons pas selon la raison du départ. Enfin, $N_{a,i,t}$ désigne le nombre de salariés de la classe d'âge a présents dans les effectifs de l'établissement i au cours de l'année t (quelle que soit leur durée de présence dans l'établissement).

Nous définissons la part des entrants parmi les salariés d'âge a dans l'entreprise i comme

$$P_{a,i,t}^{ENTREE} = \frac{N_{a,i,t}^{ENTREE}}{N_{a,i,t}}. \text{ La part des sortants dans la classe d'âge } a \text{ est définie de même comme}$$

$$P_{a,i,t}^{SORTIE} = \frac{N_{a,i,t}^{SORTIE}}{N_{a,i,t}}. \text{ Nous faisons l'hypothèse que ces parts vérifient les équations suivantes :}$$

$$P_{a,i,t}^{ENTREE} = \alpha_a^{ENTREE} + \beta_{a,INNOV}^{ENTREE} \ln(K^{INNOV})_i + \beta_{a,K}^{ENTREE} \ln(K)_{i,t-1} + \beta_{a,VA}^{ENTREE} \ln(VA)_{i,t-1} \\ + \sum_{a \in \{2 \dots A\}} \beta_{a,a'}^{ENTREE} \ln(W_a/W_1)_{i,t-1} + \sum_{a \in \{2 \dots A\}} \beta_a^{ENTREE} \cdot SE_{a,i,t-1} + \beta_{a,Z}^{ENTREE} \cdot Z + \varepsilon_{a,i,t}^{ENTREE}$$

et

$$P_{a,i,t}^{SORTIE} = \alpha_a^{SORTIE} + \beta_{a,INNOV}^{SORTIE} \ln(K^{INNOV})_i + \beta_{a,K}^{SORTIE} \ln(K)_{i,t-1} + \beta_{a,VA}^{SORTIE} \ln(VA)_{i,t-1} \\ + \sum_{a \in \{2 \dots A\}} \beta_{a,a'}^{SORTIE} \ln(W_a/W_1)_{i,t-1} + \sum_{a \in \{2 \dots A\}} \beta_a^{SORTIE} \cdot SE_{a,i,t-1} + \beta_{a,Z}^{SORTIE} \cdot Z + \varepsilon_{a,i,t}^{SORTIE}$$

$INNOV_i$ désigne notre mesure du « capital innovation » des entreprises (cf. parties sur les données),

$\{ \ln(W_a/W_1)_{i,t-1} ; \ln(K)_{i,t-1} ; \ln(VA)_{i,t-1} ; Z \}$ est un ensemble de facteurs de demande (salaires

relatifs, capital physique, valeur ajoutée, indicatrices de taille et de secteur) propres à l'entreprise i à la

date $t-1$ (nous faisons l'hypothèse que les flux d'emploi en t sont prédéterminés par les niveaux des

facteurs de demande en $t-1$), $\{ SE_{2,i,t-1} \dots SE_{A,i,t-1} \}$ est le vecteur des parts dans l'emploi de chacune des

classes d'âge en $t-1$, et $\varepsilon_{a,i,t}^{ENTREE}$ et $\varepsilon_{a,i,t}^{SORTIE}$ sont des termes stochastiques d'erreur.

L'avantage principal de cette spécification linéaire est qu'elle nous permet d'estimer les parts

d'entrants et de sortants pour toutes les classes d'âge simultanément, en utilisant la méthode des

moindres carrés généralisés joints (JGLS). Ceci nous permet de prendre en compte la corrélation potentielle entre les entrées et les sorties des différents groupes d'âge a .

Dans la mesure où nous nous intéressons à l'incidence de l'innovation sur les embauches et sorties de salariés âgés *relativement* aux salariés plus jeunes, nous décomposons le terme $\beta_{a,INNOV}^{ENTREE}$ en deux termes : une composante θ^{ENTREE} commune à toutes les classes d'âge (qui représente l'incidence de l'innovation sur les embauches ou les sorties de l'entreprise) et une composante θ_a^{ENTREE} spécifique à l'âge.

$$\beta_a^{ENTREE} = \theta^{ENTREE} + \theta_a^{ENTREE} \text{ et } \beta_a^{SORTIE} = \theta^{SORTIE} + \theta_a^{SORTIE}$$

Afin de rendre le modèle identifiable, nous contraignons les termes spécifiques à l'âge θ_a^{ENTREE} de telle manière que leur somme sur toutes les classes d'âge soit nulle. De ce fait,

$$\theta^{ENTREE} = \frac{\sum \beta_a^{ENTREE}}{A} \text{ et } \theta_a^{ENTREE} = \beta_a^{ENTREE} - \frac{\sum \beta_a^{ENTREE}}{A}$$

et de même pour les sorties.

3 Innovation et biais en défaveur de l'âge : le cas de l'industrie

3.1 Les données

Les données utilisées dans cette section sont issues de l'appariement de plusieurs sources. Les informations sur le recours par les entreprises aux nouvelles technologies ou aux nouvelles formes d'organisation du travail sont issues de l'enquête *Changements Organisationnels et Informatisation*

(COI) menée par le SESSI fin 1997 auprès de 4 283 entreprises de plus de 20 salariés du secteur manufacturier⁽⁵⁶⁾. L'enquête COI ne contenant aucune information ni sur la structure par âge de la main-d'œuvre ni sur les salaires, nous l'avons appariée aux fichiers administratifs des *Déclarations Annuelles des Données Sociales* (DADS) afin de disposer de la part dans la masse salariale des différents groupes d'âges (cf. chapitres précédents pour une présentation de ces données). Pour finir, les informations sur la structure financière des entreprises sont issues de la base des *Bénéfices Réels Normaux* (BRN) qui regroupe des données fournies à l'administration fiscale⁽⁵⁷⁾ (cf. chapitre 3).

Après appariement de ces trois sources de données et suppression des quelques firmes dont les évolutions de la masse salariale semblent fortement incohérentes d'une année sur l'autre⁽⁵⁸⁾, l'échantillon d'étude est composé de 3 817 observations en 1998. Le modèle statique est estimé sur cet échantillon. En revanche, pour les flux, les ajustements pouvant prendre un certain temps, les probabilités d'entrée et de sortie des travailleurs sont estimées en considérant les mouvements qui ont lieu entre 1998 et 2000⁽⁵⁹⁾. Comme nous estimons de façon jointe les flux d'emploi pour l'ensemble des catégories d'âge d'une entreprise, seules seront conservées dans l'échantillon les entreprises qui ont au moins un travailleur dans chaque catégorie d'âge durant la période. Pour finir, nous ne gardons que les firmes pour lesquelles on observe simultanément des flux d'entrées et de sorties. En effet, cela a peu de sens d'étudier les flux relatifs d'entrées et de sorties des différents groupes d'âge pour des

56 Des enquêtes complémentaires ont été effectuées sur les secteurs des industries agroalimentaires, du commerce et des services mais le nombre d'entreprises enquêtées dans chacun de ces secteurs est beaucoup plus faible que dans le secteur manufacturier (resp. 970, 648 et 1482). De plus, les questions posées étant différentes, nous nous limiterons ici à l'étude du secteur manufacturier.

57 Cette déclaration est obligatoire pour les entreprises dont le chiffre d'affaire est supérieur à 730 000 euros, les entreprises plus petites pouvant opter pour un autre régime.

58 Ceci peut être dû, par exemple, au rachat d'une entreprise par une autre. Le taux de croissance des effectifs peut alors devenir très élevé. Pour éviter cela, nous avons éliminé les firmes pour lesquelles l'évolution de la masse salariale entre t-1 et t est supérieure (ou inférieure) à la valeur moyenne plus (ou moins) cinq fois l'écart-type. Cela réduit la taille de l'échantillon de moins de 2,5%.

59 Les entrants (resp. les sortants) sont définis comme les travailleurs qui sont dans une firme à l'année t dans laquelle ils n'étaient pas en t-1 (resp. ils ne seront pas en t+1).

entreprises n'ayant ni entrées ni sorties. Il faut souligner ici que notre approche comporte deux limites. La première est due au fait que retenir les observations de trois années différentes risque d'augmenter le bruit des termes d'erreur dans les régressions. La seconde découle du fait que l'on ne connaît pas la date exacte des ajustements de main-d'œuvre liés aux changements technologiques et aux innovations organisationnelles. Les indicateurs sont établis pour 1997. Or, il se peut que des changements technologiques et organisationnels aient eu lieu après 1997, sur la période 1998-2000. Dans ce cas, ils ne sont pas recensés dans l'enquête COI de 1997 ce qui peut nous induire à considérer comme non innovantes des firmes qui le seraient plus tard. Toutefois, si tel est le cas, ceci tendrait à nous faire sous-estimer l'impact des innovations sur la structure de la main-d'œuvre. Ce point est discuté plus en détail lors de la présentation des résultats. Les classes d'âge considérées dans l'étude sont les 20-29 ans, 30-39 ans, 40-49 ans et les 50-59 ans. Les travailleurs âgés de 60 ans et plus sont exclus, l'âge légal de la retraite dans le secteur privé étant de 60 ans. Au final, l'échantillon pour l'étude des flux est composé de 3 336 entreprises en 1998, 3 185 en 1999 et 3 053 en 2000.

Cet échantillon contient de nombreuses informations sur les nouvelles technologies, les changements organisationnels, l'âge et la structure par qualification de la main-d'œuvre, ainsi que sur le niveau de capital et la valeur ajoutée. A partir de ces données, nous avons défini trois indicateurs de changement technique et organisationnel : COMP, INET et ORGA ⁽⁶⁰⁾.

Le premier indicateur, COMP est un indicateur de l'intensité de l'utilisation de l'ordinateur par les entreprises. En effet, les données disponibles dans l'enquête COI permettent de connaître, pour un certain nombre de qualifications, la proportion de salariés utilisant un poste informatique au sein de la catégorie considérée ⁽⁶¹⁾. La variable dichotomique COMP est définie à partir de cette information.

60 Dans ce qui suit, les statistiques descriptives présentées sont issues de la base 1998, année pour laquelle nous disposons de l'information sur les variables d'innovations technologique et organisationnelle.

61 Question 17 : « En 1997, quelle proportion des salariés de chacune des catégories suivantes utilise un poste informatique (micro-ordinateur ou terminal) au sein de votre entreprise ? »

Elle prend la valeur 1 si au moins 40% des salariés utilisent un ordinateur dans au moins deux des catégories de qualification ⁽⁶²⁾ présentes dans l'entreprise. COMP prend la valeur 1 pour 75% des observations de notre échantillon.

Dans la lignée des travaux de Biscourp et al. (2002), nous avons défini un second indicateur d'intensité technologique à partir des données de l'enquête COI. INET prend la valeur 1 si l'entreprise utilise internet soit pour avoir accès à une messagerie électronique, soit pour diffuser ou rechercher des informations ⁽⁶³⁾ ; 0 sinon. Cet indicateur vaut 1 pour 40% des entreprises. COMP et INET sont utilisés simultanément dans 36% des cas (cf. tableau 4.1).

Tableau 4.1 : Utilisation croisée des nouvelles technologies

		COMP		Total
		0	1	
INET	0	20%	40%	60%
	1	4%	36%	40%
Total		25%	75%	

Source : Appariement enquête COI, BRN et DADS

Note : 3 817 entreprises

L'enquête COI contient, en plus de ces renseignements sur les nouvelles technologies, de nombreuses informations sur l'organisation du travail. Comme Janod (2002), nous avons utilisé un indicateur synthétique de l'intensité du recours à des pratiques organisationnelles innovantes. Cet indicateur a été défini comme la somme d'indicateurs appréciant l'utilisation de 13 méthodes d'organisation du travail de façon à livrer une mesure la plus continue possible. Ces 13 méthodes sont les suivantes :

- Certification ISO 9001, ISO 9002, EAQF
- Groupes de travail autonome

62 Ces catégories sont : ingénieurs et cadres ; employés ; maîtrise et encadrement intermédiaire ; techniciens ; ouvriers.

63 Question 20 : « En 1997, votre entreprise utilise-t-elle Internet... pour accéder à une messagerie électronique ? ... pour diffuser des informations (page WEB par exemple) ? ... pour rechercher des informations ? »

- Groupes de résolution de problèmes
- Système de production de type « juste à temps »
- Système de livraison de type « juste à temps »
- Groupes de projet
- Autre système de certification
- Formalisation des contrats en interne
- Augmentation de la polyvalence des opérateurs
- Organisation en centres de profit
- Analyse de la valeur, analyse fonctionnelle ou AMDEC
- Réduction du nombre de niveaux hiérarchiques
- Méthodes 5S ou TPM

L'idée sous-jacente est que plus un établissement utilise un grand nombre de pratiques organisationnelles nouvelles, plus le changement organisationnel y est important. L'utilisation d'une mesure agrégée des pratiques pour estimer l'impact des dispositifs organisationnels innovants sur la structure par âge se justifie par le fait qu'il n'existe pas a priori de « stratégie » du changement organisationnel au sein des entreprises industrielles. L'analyse en composantes multiples effectuée sur les dispositifs organisationnels de COI par Janod (2002) le met en évidence. Nous avons donc décidé de prendre une mesure globale plutôt que de privilégier une pratique ou un groupe de pratiques restreint pour mesurer le poids sur l'emploi du changement organisationnel. Par rapport à la littérature existante sur le sujet (voir par exemple Black et Lynch 2001 ou Janod et Saint Martin 2004), l'indicateur que nous avons choisi présente l'avantage de capturer en partie l'intensité du changement.

Dans notre échantillon, 14,2 % des firmes n'ont recours à aucun dispositif innovant d'organisation du travail, 13,3 % des firmes ont recours à une seule forme innovante et la proportion des firmes concernées par ces pratiques décroît avec le nombre de pratiques (cf. tableau 4.2). Il faut souligner ici

que 0,70 % des entreprises de notre échantillon (soit 27 entreprises) déclarent utiliser simultanément les 13 dispositifs.

Tableau 4.2 : Répartition des entreprises selon le nombre de pratiques innovantes d'organisation du travail

Intensité	0	1	2	3	4	5	6
Proportion (en %)	14,20	13,31	11,58	10,85	10,56	8,51	6,65
Intensité	7	8	9	10	11	12	13
Proportion (en %)	6,73	5,03	4,40	3,72	2,52	1,18	0,70

Source : Appariement enquête COI, BRN et DADS

Note : 3 817 entreprises

Les travaux de Janod (2002) ou Greenan (2003) ont mis en évidence les liens importants non seulement entre innovations technologiques et changements organisationnels, mais aussi entre les différentes pratiques au sein de chacun de ces groupes. Le lien entre les différentes pratiques pouvant être très fort, nous avons étudié les corrélations entre nos indicateurs de pratiques innovantes avant de les introduire simultanément dans les estimations. Les corrélations entre nos trois indicateurs d'innovation, si elles sont toujours positives et significatives, sont peut-être inférieures à ce que l'on pouvait anticiper (cf. tableau 4.3). Elles sont comprises entre 0,26 et 0,33.

Tableau 4.3 : Corrélation entre les différentes pratiques innovantes technologiques et d'organisation du travail

	ORGA	INET	COMP
ORGA	1,00	0,33	0,31
INET	0,33	1,00	0,26
COMP	0,31	0,26	0,31

Source : Appariement enquête COI, BRN et DADS

Note : 3 817 entreprises

Les corrélations entre utilisation de nouvelles technologies ou de pratiques innovantes d'organisation du travail et parts relatives des différentes classes d'âge dans la masse salariale ou les effectifs varient selon les groupes (cf. tableau 4.4).

Tableau 4.4 : Coefficient de corrélation entre les indicateurs d'innovation et les parts dans la masse salariale

	ORGA	INET	COMP
20 à 29 ans	-0,008	-0,032*	-0,001
30 à 39 ans	-0,005	0,015	0,040**
40 à 49 ans	0,044**	0,022	0,010
50 à 59 ans	-0,029*	-0,009	-0,046**

Source : Appariement enquête COI, BRN et DADS

Note : 3 817 entreprises. Les corrélations significatives à 5% (resp. à 10%) sont indiquée par ** (resp. par *)

Pour les travailleurs âgés de 50 ans et plus, les corrélations entre l'utilisation d'ordinateurs ou l'intensité organisationnelle sont négatives et significatives au moins à 10%. Les résultats sont moins clairs pour les autres groupes. Toutefois, la part des travailleurs âgés de 40 à 49 ans paraît être corrélée positivement à l'utilisation de nouvelles pratiques organisationnelles. Il en est de même pour l'utilisation d'ordinateurs pour les 30-39 ans.

Les résultats sont similaires lorsque l'on travaille sur les parts des différentes classes d'âge dans les jours travaillés même si certaines corrélations deviennent non significatives (cf. tableau 4.5). Ceci peut s'expliquer par le fait que les résultats obtenus sur la masse salariale reflètent simultanément l'effet des changements organisationnels sur les effectifs et les salaires. On observe dans le tableau 4.5 que la corrélation entre changement organisationnel et part des 30-39 ans, qui était déjà négative pour les masses salariales, devient significative.

Tableau 4.5 : Coefficient de corrélation entre les indicateurs d'innovation et les parts dans les jours travaillés

	ORGA	INET	COMP
20 à 29 ans	-0,009	-0,001	0,018
30 à 39 ans	-0,033**	0,008	0,021
40 à 49 ans	0,044*	0,008	-0,004
50 à 59 ans	-0,001	-0,016	-0,037*

Source : Appariement enquête COI, BRN et DADS

Note : 3 817 entreprises. Les corrélations significatives à 5% (resp. à 10%) sont indiquée par ** (resp. par *)

Les corrélations sont beaucoup plus significatives lorsque l'on s'intéresse aux flux d'entrées et de sorties, même si les amplitudes restent faibles (cf. tableau 4.6). Hormis la corrélation entre l'utilisation

d'internet et le flux d'entrées pour les jeunes travailleurs (20-29 ans) qui est positive et significative, toutes les autres sont soit négatives, soit non significatives. On peut remarquer ici que les flux d'entrées et de sorties sont simultanément plus faibles dans les entreprises qui utilisent des nouvelles technologies ou des formes innovantes d'organisation du travail, ce qui pourrait suggérer que ces pratiques réduisent le *turnover*.

Tableau 4.6 : Coefficient de corrélation entre les indicateurs d'innovation et les flux d'entrées et de sorties

	ORGA	INET	COMP
Flux d'entrées			
20 à 29 ans	-0,017*	0,048*	-0,001
30 à 39 ans	-0,092**	-0,015	-0,044**
40 à 49 ans	-0,110**	-0,043**	-0,081**
50 à 59 ans	-0,079**	-0,015	-0,046**
Flux de sorties			
20 à 29 ans	-0,015**	-0,038**	-0,057**
30 à 39 ans	-0,122**	-0,045**	-0,063**
40 à 49 ans	-0,126**	-0,054**	-0,072*
50 à 59 ans	-0,063**	-0,021**	-0,033**

Source : Appariement enquête COI, BRN et DADS

Note : 3 817 entreprises. Les corrélations significatives à 5% (resp. à 10%) sont indiquée par ** (resp. par *)

Les relations entre les variables d'innovation et les parts des différents groupes d'âge ou les flux d'entrées ou de sorties mises en évidence jusqu'à présent ne sont bien sûr que des corrélations. Elles ne prennent pas en compte les caractéristiques des firmes ni les liens possibles entre les dynamiques des différents groupes d'âge au sein de l'entreprise. Les régressions présentées dans la sous-partie suivante tiennent compte de ces deux éléments.

3.2 Résultats du modèle statique

3.2.1 Parts salariales des classes d'âge

Dans un premier temps, nous estimons le système d'équations exprimant la part dans la masse salariale de chacune des classes d'âge. La classe d'âge des 20-29 ans, prise comme référence, est exclue de l'estimation. Les coefficients correspondants à ces salariés sont calculés en utilisant la condition d'homogénéité, qui résulte du fait que la somme des parts salariales est égale à un. Les variables explicatives supplémentaires sont les salaires relatifs, la valeur ajoutée et le capital (en logarithme), ainsi que des indicatrices de secteur (cinq indicatrices) et de taille d'entreprise (quatre indicatrices).

Les résultats de ces estimations sont présentés dans le tableau 4.7. La part des salariés de 30-39 ans est significativement plus élevée, et celle des plus de 50 ans significativement plus faible, dans les entreprises qui utilisent intensément l'informatique. L'utilisation d'internet a un impact similaire, aussi bien en terme d'ampleur des effets que de significativité. Les entreprises utilisant internet ont en effet une part plus élevée de 30-39 ans et une part plus faible de 50-59 ans dans leur masse salariale. Enfin, l'utilisation de dispositifs organisationnels innovants est également associée à une part dans la masse salariale plus forte pour les salariés jeunes et plus faible pour les salariés âgés. Les coefficients estimés sont significativement positifs pour les moins de 40 ans (significatif à 5 % pour les 20-29 ans et à 10 % pour les 30-39 ans) et significativement négatifs pour les plus de 50 ans.

Tableau 4.7 : Parts salariales des classes d'âge - 1998
MCGJ (coefficients multipliés par 100)

	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation (COMP)	0,421 (0,380)	1,268** (0,447)	-0,464 (0,440)	-1,225** (0,466)
Internet (INET)	0,393 (0,332)	1,026** (0,393)	-0,512 (0,365)	-0,908** (0,398)
Changement organisationnel (ORGA)	0,169** (0,053)	0,117* (0,062)	-0,055 (0,059)	-0,230** (0,062)
Capital physique	-0,931** (0,190)	-0,340 (0,216)	0,402* (0,210)	0,869** (0,254)
Valeur ajoutée	-0,196 (0,306)	0,063 (0,366)	-0,325 (0,385)	0,458 (0,489)
Nombre d'observations	3817			

1. Cette table donne les coefficients estimés des variables ORGA, COMP et INET, issus des estimations jointes des équations de parts salariales de toutes les classes d'âge à l'exception de la première avec la méthode des moindres carrés généralisés joints (JGLS en anglais).

2. Les coefficients de la première classe d'âge (20-29 ans) sont estimés à partir des conditions d'homogénéité : $\gamma_{20-29,ORGA} = -\gamma_{30-39,ORGA} - \gamma_{40-49,ORGA} - \gamma_{50-59,ORGA}$ etc.

3. Les écarts-type corrigés de l'hétéroscédasticité sont donnés entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5% sont marqués par **, ceux significatifs à 10% par *.

4. Les variables de contrôle utilisées sont quatre indicatrices de taille et cinq indicatrices de secteur de l'entreprise, ainsi que les salaires relatifs.

Les écarts entre entreprises innovantes et non innovantes restent de faible ampleur. Ils sont compris entre 0,2 et 1,3 point de pourcentage, selon la classe d'âge et la variable d'innovation considérées. Néanmoins, si on les rapporte aux niveaux des parts salariales, ces écarts correspondent à des changements compris entre 1 et 5,5 % de la part. De plus, la plupart des entreprises utilisent plusieurs types de technologies et dispositifs organisationnels innovants : c'est le cas de près de trois entreprises sur quatre dans notre échantillon. Au total, le fait d'être une entreprise innovante a donc un impact non négligeable sur l'emploi des 30-39 ans et des plus de 50 ans.

Ces résultats semblent accréditer l'idée que l'innovation est biaisée en défaveur des salariés âgés. Ils sont robustes à plusieurs tests de spécification. Un contrôle plus fin des secteurs ⁽⁶⁴⁾ ne change pas la

64 Contrôle des secteurs au niveau de la nomenclature NES 36 (15 indicatrices pour l'industrie manufacturière) au lieu de la NES 16 (5 indicatrices).

forme générale des effets de l'innovation sur l'âge. A chaque fois, la part salariale des moins de 40 ans est plus forte, et celle des plus de 50 ans plus faible. Néanmoins, les coefficients associés à l'utilisation d'internet ne sont plus significatifs dans la spécification contrôlant des secteurs à un niveau plus fin. Cela pourrait suggérer que cette variable capte surtout un effet sectoriel. Par ailleurs, les résultats sont similaires si on considère les parts des classes d'âge dans le total des jours travaillés (effectifs en équivalent année-travail) plutôt que dans la masse salariale (cf. tableau 4.8).

Tableau 4.8 : Parts dans le total des jours travaillés - 1998
MCGJ (coefficients multipliés par 100)

	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation (COMP)	0,643 (0,434)	1,230** (0,425)	-0,669 (0,409)	-1,206** (0,415)
Internet (INET)	0,537 (0,399)	0,909** (0,391)	-0,642* (0,376)	-0,804** (0,382)
Changement organisationnel (ORGA)	0,172** (0,065)	0,096 (0,063)	-0,051 (0,061)	-0,216** (0,062)
Capital physique	-1,151** (0,197)	-0,278 (0,193)	0,532** (0,185)	0,897** (0,188)
Valeur ajoutée	0,019 (0,305)	0,181 (0,299)	-0,274 (0,288)	0,074 (0,292)
Nombre d'observations	3817			

1. Cette table donne les coefficients estimés des variables ORGA, COMP et INET, issus des estimations jointes des équations de parts dans les jours travaillés de toutes les classes d'âge à l'exception de la première avec la méthode des moindres carrés généralisés joints (JGLS en anglais).

2. Les coefficients de la première classe d'âge (20-29 ans) sont estimés à partir des conditions d'homogénéité : $\gamma_{20-29,ORGA} = -\gamma_{30-39,ORGA} - \gamma_{40-49,ORGA} - \gamma_{50-59,ORGA}$ etc.

3. Les écarts-type corrigés de l'hétéroscédasticité sont donnés entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5% sont marqués par **, ceux significatifs à 10% par *.

4. Les variables de contrôle utilisées sont quatre indicatrices de taille et cinq indicatrices de secteur de l'entreprise, ainsi que les salaires relatifs.

Nos résultats s'interprètent comme des corrélations, et non des causalités. Ils ne permettent pas de savoir si l'innovation a un effet causal direct sur la structure par âge des effectifs, ou si le lien avec une part plus faible des travailleurs âgés passe par des mécanismes indirects. En particulier, les changements technologiques et organisationnels pourraient inciter les entreprises à réduire leurs effectifs, ces réductions affectant en premier lieu les salariés âgés pour des raisons indépendantes de

l'obsolescence des qualifications. Ce pourrait être le cas si les coûts de séparation sont plus faibles pour ces salariés âgés, par exemple du fait des systèmes de préretraite ⁽⁶⁵⁾. Cependant, nos résultats sont inchangés lorsqu'on contrôle la variation des effectifs totaux dans l'entreprise entre 1994 et 1997. Cela tend à confirmer que le caractère biaisé contre l'âge de l'innovation ne s'explique pas entièrement par des réductions d'effectifs récentes.

Les entreprises plus capitalistiques tendent également à avoir une main-d'œuvre plus âgée (tableaux 4.7 et 4.8). Ce résultat est cohérent avec ceux du chapitre 1. Il provient vraisemblablement du fait que les salariés âgés sont plus nombreux dans les entreprises les plus anciennes, qui sont également les plus capitalistiques.

D'après ces premiers résultats, l'innovation semble biaisée en défaveur des salariés âgés. Les salariés de plus de 50 ans représentent une part plus faible de la masse salariale et de l'emploi dans les entreprises utilisant les nouvelles technologies et des dispositifs organisationnels innovants. Le contraire prévaut pour les salariés de moins de 40 ans.

3.2.2 L'impact sur l'âge reste observé au sein des catégories de qualification

L'impact de l'innovation sur la structure par âge des effectifs est-il le même parmi toutes les catégories de qualification ? L'existence d'un biais de l'innovation en défaveur des moins qualifiés est en effet un résultat robuste dans la littérature économique. Dès lors, il est légitime de se demander si la qualification protège de l'impact négatif de l'innovation sur l'âge, ou si cet impact est au contraire indépendant du niveau de qualification.

65 L'évolution avec l'âge des coûts de séparation est ambiguë en France. D'un côté, les coûts de licenciements sont plus élevés pour les salariés âgés, du fait d'une ancienneté en moyenne plus élevée et de la contribution Delalande, qui augmente les coûts de licenciements après 50 ans. D'un autre côté, l'existence des systèmes de préretraite peut permettre de rendre moins coûteuses des réductions d'effectifs portant sur les plus de 55 ans.

Afin de répondre à cette question, nous estimons les équations des parts salariales et des jours travaillés en considérant des catégories de salariés définies à la fois par l'âge et la catégorie socioprofessionnelle (tableaux 4.9 et 4.10). A partir de ces régressions, nous calculons l'effet moyen de l'innovation sur chacune des catégories de qualification (cadres et professions intermédiaires, employés, ouvriers), ainsi que l'effet différentiel de l'âge au sein de chaque catégorie.

Tableau 4.9 : Parts salariales par catégories d'âge et de qualification - 1998
MCGJ (coefficients multipliés par 100)

Cadres et professions intermédiaires					
	Cadres - PI	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation	1,518** (0,177)	-0,534** (0,175)	1,653** (0,276)	0,394 (0,285)	-1,513** (0,317)
Internet	2,297** (0,167)	-0,894** (0,170)	1,602** (0,258)	0,215 (0,241)	-0,923** (0,269)
Changement organisationnel	0,036 (0,025)	0,076** (0,026)	0,169** (0,037)	-0,039 (0,035)	-0,206** (0,041)
Employés					
	Employés	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation	0,066 (0,077)	0,120 (0,091)	0,164 (0,105)	-0,098 (0,103)	-0,187* (0,097)
Internet	0,147** (0,059)	0,128* (0,067)	0,099 (0,077)	-0,019 (0,076)	-0,208** (0,067)
Changement organisationnel	-0,042** (0,011)	0,016 (0,011)	-0,002 (0,012)	-0,017 (0,012)	0,003 (0,011)
Ouvriers					
	Ouvriers	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation	-1,583** (0,198)	0,723** (0,308)	-0,427 (0,314)	-0,739** (0,317)	0,443 (0,273)
Internet	-2,443** (0,179)	1,123** (0,247)	-0,597** (0,254)	-0,992** (0,245)	0,466** (0,212)
Changement organisationnel	0,006 (0,027)	0,067 (0,041)	-0,045 (0,041)	0,042 (0,042)	-0,063* (0,035)
Nombre d'observations	3 817				

1. Les coefficients $\tilde{\gamma}$ de cette table sont calculés à partir des coefficients estimés $\hat{\gamma}$ des variables ORGA, COMP et INET. Ces $\hat{\gamma}$ sont issus des estimations par les moindres carrés généralisés joints (JGLS) des équations de parts salariales des classes d'âge au sein des trois catégories socioprofessionnelles à l'exception de la première. Les estimations $\hat{\gamma}$ pour les cadres et professions intermédiaires âgés de 20 à 29 ans sont obtenus à partir des conditions d'homogénéité.

Les coefficients reportés pour les catégories socioprofessionnelles sont les moyennes sur les 4 classes d'âges de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORGA}^{ouvriers} = \frac{1}{4} (\hat{\gamma}_{ORGA}^{20-29,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORGA}^{30-39,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORGA}^{40-49,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORGA}^{50-59,ouvriers})$$

Les coefficients reportés pour les tranches d'âge au sein de la catégorie sont nets de l'effet moyen de la catégorie : $\tilde{\gamma}_{ORGA}^{40-49,ouvriers} = \hat{\gamma}_{ORGA}^{40-49} - \tilde{\gamma}_{ORGA}^{ouvriers}$

3. Les variables de contrôle utilisées sont quatre indicatrices de taille et cinq indicatrices de secteur de l'entreprise, ainsi que les logarithmes de la valeur ajoutée et du capital physique.

4. Les écarts types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par **, celle à 10% par *

Tableau 4.10 : Parts dans les jours travaillés par catégories d'âge et de qualification - 1998
MCGJ (coefficients multipliés par 100)

Cadres et professions intermédiaires					
	Cadres - PI	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation	1,327** (0,169)	-0,167 (0,164)	1,277** (0,204)	0,048 (0,174)	-1,158** (0,210)
Internet	2,179** (0,155)	-0,356** (0,150)	1,508** (0,187)	-0,032 (0,160)	-1,118** (0,192)
Changement organisationnel	0,030 (0,025)	0,049** (0,024)	0,108** (0,030)	-0,029 (0,026)	-0,128** (0,031)
Employés					
	Employés	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation	0,209** (0,083)	0,191* (0,105)	0,230** (0,106)	-0,134 (0,098)	-0,287** (0,097)
Internet	0,314** (0,076)	0,202** (0,096)	0,213** (0,097)	-0,077 (0,090)	-0,338** (0,089)
Changement organisationnel	-0,061** (0,012)	0,003 (0,015)	-0,011 (0,015)	-0,015 (0,014)	0,023 (0,014)
Ouvriers					
	Ouvriers	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation	-1,537** (0,200)	0,668* (0,345)	-0,438 (0,327)	-0,605* (0,325)	0,375 (0,288)
Internet	-2,494** (0,184)	1,128** (0,316)	-0,487 (0,300)	-1,036** (0,298)	0,395 (0,264)
Changement organisationnel	0,030 (0,029)	0,076 (0,051)	-0,049 (0,048)	0,041 (0,048)	-0,067 (0,043)
Nombre d'observations	3 817				

1. Les coefficients $\tilde{\gamma}$ de cette table sont calculés à partir des coefficients estimés $\hat{\gamma}$ des variables ORGA, COMP et INET, issus des estimations par les moindres carrés généralisés joints (JGLS) des équations de parts dans les jours travaillés des classes d'âge au sein des trois catégories socioprofessionnelles à l'exception de la première. Les estimations $\hat{\gamma}$ pour les cadres et professions intermédiaires âgés de 20 à 29 ans sont obtenus à partir des conditions d'homogénéité.

Les coefficients reportés pour les catégories socioprofessionnelles sont les moyennes sur les 4 classes d'âges de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORGA}^{ouvriers} = \frac{1}{4} (\hat{\gamma}_{ORGA}^{20-29,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORGA}^{30-39,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORGA}^{40-49,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORGA}^{50-59,ouvriers})$$

Et les coefficients reportés pour les tranches d'âge au sein de la catégorie sont nets de l'effet moyen de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORGA}^{40-49,ouvriers} = \hat{\gamma}_{ORGA}^{40-49} - \tilde{\gamma}_{ORGA}^{ouvriers}$$

3. Les variables de contrôle utilisées sont quatre indicatrices de taille et cinq indicatrices de secteur de l'entreprise, ainsi que les logarithmes de la valeur ajoutée et du capital physique.

4. Les écarts types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par **, celle à 10% par *

En ce qui concerne l'informatisation, les résultats sont cohérents avec la littérature économique. La part de cadres et professions intermédiaires est plus forte dans les entreprises très informatisées, tandis que la part d'ouvriers y est plus faible. De plus, le biais en défaveur des travailleurs âgés lié à l'informatisation reste observé, même lorsqu'on contrôle de l'impact moyen sur la qualification. Parmi les plus qualifiés, la part des 30-39 ans dans la masse salariale est significativement plus forte, et celle des 50-59 ans significativement plus faible, dans les entreprises informatisées. Le résultat est plus étonnant en ce qui concerne le groupe le plus jeune (les 20-29 ans) : ces salariés semblent négativement affectés par l'informatisation au sein de la catégorie la plus qualifiée. Néanmoins, cela pourrait être dû à un effet de composition : cette catégorie compte à la fois les cadres et professions intermédiaires. Or, les cadres pourraient être peu nombreux parmi les moins de 30 ans, du fait d'une entrée plus tardive dans la vie active. L'effet négatif de l'innovation sur les 20-29 ans très qualifiés relativement aux autres très qualifiés pourrait donc concerner les professions intermédiaires et techniciens, plutôt que les cadres proprement dit.

L'impact général de l'informatisation sur l'âge parmi les ouvriers et les employés est similaire à l'impact parmi les cadres. Lorsque les coefficients sont significatifs, ils sont positifs pour les moins de 40 ans, et négatifs pour les plus de 40 ans.

Les résultats concernant l'utilisation d'internet sont très proches de ceux de l'informatisation. L'impact est en moyenne positif sur les cadres-professions intermédiaires et les employés, et négatif sur les ouvriers. Au sein de chaque qualification, il est positif sur les parts salariales des plus jeunes et négatif sur celles des plus âgés. La limite d'âge varie cependant d'une qualification à l'autre. Parmi les cadres et les employés, seuls les plus de 50 ans semblent affectés dans les entreprises qui utilisent internet. Parmi les ouvriers, cet impact négatif s'observe dès 30 ans.

Comme pour l'informatisation, l'utilisation d'internet joue négativement sur la part salariale des jeunes cadres et professions intermédiaires (20-29 ans). Un second résultat est inattendu : parmi les

ouvriers, l'impact relatif de l'utilisation d'internet est plutôt positif pour les plus âgés (plus de 50 ans). Les ouvriers seniors sont certes moins nombreux dans les établissements qui utilisent internet (la somme de l'effet moyen sur les ouvriers et de l'effet propre aux ouvriers de plus de 50 ans est négative), mais l'écart avec les établissements qui ne l'utilisent pas est plus faible que pour les ouvriers plus jeunes. Cela indiquerait que, en même temps qu'elles favorisent l'embauche de salariés jeunes mieux formés aux nouvelles technologies, les entreprises qui utilisent internet souhaitent garder un « noyau » de salariés plus anciens, porteurs de savoir-faire spécifiques à l'entreprise.

Le changement organisationnel ne semble pas jouer sur le niveau des qualifications, à part parmi les employés, où son impact est négatif. L'effet en défaveur des salariés âgés s'observe principalement au sein de la catégorie la plus qualifiée, avec un impact positif pour les moins de 40 ans et négatif pour les plus de 50 ans.

Au total, la qualification ne semble pas « protéger » de l'impact négatif de l'innovation sur l'âge.

3.3 Résultats du modèle en flux : entrées et sorties dans les entreprises

Les résultats précédents mettent en lumière un lien négatif entre innovation et part salariale des travailleurs âgés sans en préciser le mécanisme. Ce lien peut s'expliquer par une obsolescence accrue des compétences dans les firmes innovantes. Néanmoins, d'autres explications restent possibles. Par exemple, des réductions d'effectifs plus fréquentes dans les entreprises innovantes peuvent être défavorables aux salariés âgés, si elles se portent en priorité sur ces salariés. Comme nous l'avons vu, ce ne semble cependant pas être le cas, puisque nos résultats sont robustes à un contrôle des variations d'effectifs totaux dans l'entreprise sur la période récente.

Afin de préciser les mécanismes par lesquels agit l'innovation, nous estimons l'effet des différents types d'innovation simultanément sur les flux d'entrées et de sorties de l'emploi, au sein de chacune des classes d'âge. Si l'innovation joue principalement sur les sorties, on ne pourra pas écarter l'idée d'un impact indirect, *via* des réductions d'effectifs plus fréquentes et portant principalement sur les salariés âgés du fait de coûts d'ajustements plus faibles. C'est le cas, par exemple, si la part des sortants est systématiquement plus élevée parmi les salariés âgés dans les firmes innovantes. En revanche, si l'innovation joue également sur les entrées, en modifiant les chances d'embauches relatives des travailleurs âgés par rapport aux jeunes, les réductions d'effectifs ne peuvent pas être l'unique explication. Cela pourrait indiquer qu'une obsolescence plus rapide des qualifications dans les entreprises innovantes entre en jeu.

Dans nos estimations des flux d'entrées et de sorties, nous regroupons les observations pour les trois années 1998, 1999 et 2000 (voir sous-partie sur les données). On prend ainsi en compte le fait que les ajustements de main-d'œuvre ne sont pas immédiats et prennent un certain temps avant d'être effectués. Cette approche peut introduire un biais, si certaines entreprises non innovantes fin 1997 ont introduit des technologies ou des dispositifs organisationnels nouveaux entre cette date et 2000. Cependant, ce biais se traduit par le fait que nous considérerions comme non innovantes des entreprises qui se comportent en fait, en termes de gestions des âges, comme des entreprises innovantes. Le risque est donc de sous estimer les effets estimés, mais pas de les inverser.

Les résultats sont présentés dans le tableau 4.11.

Tableau 4.11 : Flux d'entrées et de sorties de l'emploi, par classe d'âge
MCGJ (coefficients multipliés par 100)

Entrées					
	Entrées	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation	-0,404 (0,369)	0,427 (0,390)	0,506** (0,235)	-0,760** (0,233)	-0,173 (0,269)
Internet	0,766** (0,304)	0,898** (0,305)	0,092 (0,170)	-0,588** (0,170)	-0,401* (0,206)
Changement organisationnel	-0,092* (0,048)	0,025 (0,048)	-0,033 (0,027)	0,035 (0,027)	-0,027 (0,032)
Sorties					
	Sorties	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Informatisation	-0,109 (0,435)	-0,084 (0,371)	0,235 (0,239)	-0,165 (0,239)	-0,015 (0,304)
Internet	0,411 (0,339)	-0,258 (0,278)	0,411** (0,176)	0,053 (0,172)	-0,206 (0,233)
Changement organisationnel	-0,140** (0,055)	-0,165** (0,044)	0,053* (0,027)	0,037 (0,027)	0,074** (0,036)
Nombre d'observations	9 574				

1. Les coefficients $\hat{\theta}$ donnés par cette table sont calculés à partir des coefficients $\hat{\beta}$ des variables ORGA, COMP et INET issus des estimations jointes par les MCQG (JGLS) des équations de probabilités d'entrées et de sorties d'une entreprise.
2. Les coefficients reportés pour les flux d'embauches sont les moyennes pour chaque variable des coefficients d'entrées des travailleurs :

$$\hat{\theta}_{\text{ORGA}}^{\text{EMBAUCHE}} = \frac{1}{4}(\hat{\beta}_{20-29, \text{ORGA}}^{\text{EMBAUCHE}} + \hat{\beta}_{30-39, \text{ORGA}}^{\text{EMBAUCHE}} + \hat{\beta}_{40-49, \text{ORGA}}^{\text{EMBAUCHE}} + \hat{\beta}_{50-59, \text{ORGA}}^{\text{EMBAUCHE}})$$

La méthode est identique pour les coefficients de sortie.

Les coefficients reportés pour les classes d'âge au sein d'un type du flux sont nets de l'effet moyen :

$$\hat{\theta}_{40-49, \text{ORGA}}^{\text{EMBAUCHE}} = \hat{\beta}_{40-49, \text{ORGA}}^{\text{EMBAUCHE}} - \hat{\theta}_{\text{ORGA}}^{\text{EMBAUCHE}}$$

3. Les variables de contrôle utilisées sont quatre indicatrices de taille et cinq indicatrices de secteur de l'entreprise, ainsi que les valeurs à l'année précédente de la valeur ajoutée et du capital physique (en logarithme), des salaires relatifs, et des parts de chacune des classes d'âge dans l'emploi. On inclut également des indicatrices correspondant aux années des observations.
4. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les estimations qui sont significatives à 5% sont signalées par **, celles significatives à 10%, par *.

L'impact moyen des dispositifs innovants sur les flux d'emploi varie selon la nature de ces dispositifs.

L'informatisation ne semble pas jouer de manière significative sur le taux d'embauche ou de sortie.

Au contraire, l'utilisation d'internet se traduit par des embauches plus nombreuses, alors que le changement organisationnel induit à la fois des entrées et des sorties de l'emploi moins nombreuses (l'effet étant néanmoins plus fort sur les sorties).

Les mécanismes par lesquels l'innovation modifie la structure par âge dans les entreprises sont différents selon le type d'innovation : les nouvelles technologies semblent jouer principalement sur les entrées, alors que les dispositifs organisationnels innovants jouent plutôt sur les sorties. Ainsi, les embauches de 30-39 ans sont relativement plus nombreuses dans les entreprises qui font un usage intensif de l'informatique. Il en est de même pour les embauches de 20-29 ans dans les entreprises utilisant internet. A l'opposé, les embauches de salariés de 40-49 ans sont relativement moins nombreuses dans ces entreprises. Les nouvelles technologies n'ont, en revanche, pas d'impact différencié selon l'âge sur les taux de sortie. Le seul effet significatif est un impact positif d'internet sur les sorties parmi les 30-39 ans.

La situation est différente dans les entreprises ayant adopté une nouvelle organisation du travail. L'impact sur les flux d'entrées n'est pas significativement différent d'une classe d'âge à l'autre. En revanche, les flux de sorties sont un peu plus faibles pour les 20-29 ans et un peu plus forts pour les 50-59 ans dans les entreprises où des changements organisationnels ont eu lieu.

En résumé, les nouvelles technologies augmentent les chances d'embauche nettement plus pour les jeunes que pour les plus âgés, alors que les changements organisationnels se traduisent plutôt par des sorties moins nombreuses, et cela encore une fois de manière nettement plus favorable pour les jeunes que pour les plus âgés ⁽⁶⁶⁾. Ces résultats indiquent que le biais à l'encontre des salariés âgés associé à l'innovation ne peut pas s'expliquer entièrement par des réductions d'effectifs plus fréquentes dans les

66 Un problème important de nos données est que nous n'identifions que les salariés entrant ou quittant les établissements, et non les entreprises. Nos mesures des flux d'emploi sont donc surestimées, puisque nous considérons un salarié passant d'un établissement à un autre au sein d'une même firme comme sortant et entrant dans l'entreprise. Cependant, les résultats sont similaires si nous conservons uniquement les entreprises mono-établissement dans l'échantillon. En particulier, l'impact de l'informatisation et d'internet sur les entrées est plus net. En revanche, l'impact du changement organisationnel sur les sorties n'est plus significatif. Sur le sous-échantillon des entreprises mono-établissements, le problème évoqué plus haut ne se pose plus, puisque les flux observés correspondent tous à de vraies entrées et sorties de l'emploi des entreprises.

entreprises innovantes. Les entreprises qui utilisent des nouvelles technologies semblent plus réticentes à embaucher des salariés âgés et tendent à favoriser l'embauche de salariés jeunes. Cette différence pourrait s'expliquer par une valeur relativement plus faible des compétences des travailleurs âgés dans les entreprises innovantes au plan technologique. Dans ce cas, l'obsolescence des qualifications serait l'une des raisons du « biais en défaveur de l'âge » de l'innovation.

4 Le problème de l'hétérogénéité inobservée : modèle en différence

L'une des limites du travail présenté dans la section précédente réside dans le fait que nos résultats ne prennent pas en compte l'hétérogénéité inobservée entre les firmes. Il n'est donc pas possible de conclure à un impact causal de l'innovation sur la structure par âge des effectifs. En revanche, on peut déjà écarter l'hypothèse que les corrélations résulteraient uniquement d'une causalité inverse, qui serait due au fait qu'une main-d'œuvre jeune favorise l'adoption de technologies ou dispositifs innovants. En effet, de tels dispositifs continuent de jouer sur la structure par âge des embauches dans les entreprises innovantes après leur adoption.

Afin de prendre en compte les problèmes d'hétérogénéité inobservée et de conforter ainsi nos résultats, nous estimons, dans cette section, notre modèle en différence. Toutefois, nous ne disposons pas dans COI de l'information nécessaire pour construire des indicateurs d'évolution pour l'ensemble des variables de changements technique et organisationnel utilisées en niveau. Le modèle en différence est donc estimé en utilisant des indicateurs plus restreints de changement technique et organisationnel.

4.1 Les données

Les données sont, comme précédemment, issues de l'appariement des bases COI, DADS et BRN. A partir de ces données, nous avons défini 5 indicateurs de changement technique ou organisationnel en niveau (pour lesquels il sera ensuite possible de mesurer les évolutions dans le temps, voir ci-dessous) : l'utilisation d'ordinateurs connectés en réseaux dans les services de gestion (ORDI_GESTION) ou de production (ORDI_PROD), l'utilisation d'internet (INET), la mise en place de normes de qualité (QUALITE) ou le recours au juste à temps (JAT). Ces cinq indicateurs ont été choisis car nous disposons d'informations non seulement sur le recours à ces pratiques en 1997 mais aussi sur leurs évolutions au sein des entreprises entre 1994 et 1997.

Le degré d'informatisation de l'entreprise est donné par les deux premiers indicateurs, ORDI_GESTION et ORDI_PROD. Parmi les différentes informations disponibles dans l'enquête COI, nous avons privilégié cette question car, comme souligné par Gollac, Greenan et Hamon-Cholet (2000), une des formes de changement de matériel les plus fréquentes sur la période est l'adoption de réseaux de micro-ordinateurs. Les variables ORDI_GESTION et ORDI_PROD sont des variables dichotomiques prenant la valeur 1 en 1997 si l'entreprise dispose de micro-ordinateurs connectés en réseau dans les services de gestion ou de production ⁽⁶⁷⁾. La variable ORDI_PROD est égale à 1 pour 48% des entreprises de notre échantillon, la variable ORDI_GESTION pour 66%. Ces dispositifs concernent donc un nombre important d'entreprises. Les mêmes questions étant posées de façon rétrospective pour l'année 1994, il est possible de construire un indicateur d'évolution de ces pratiques. Les variables correspondantes seront appelées D_GESTION et D_PROD. Elles prennent la valeur 1 respectivement pour 35% et 26% des entreprises et la valeur zéro sinon. En effet, l'abandon entre 1994

67 Question 16 : « Les services de gestion et de production de votre entreprise sont/étaient-ils équipés avec les outils informatiques suivants ? ... Micro-ordinateurs connectés en réseau... En 1997 ? En 1994 ? »

et 1997 des réseaux de micro-ordinateurs au sein des entreprises est marginal ⁽⁶⁸⁾. Il faut noter ici que la modalité zéro peut correspondre simultanément à une absence de réseau de micro-ordinateurs en 1994 et 1997 ou à l'existence d'un tel réseau aux deux dates. Ces deux situations ne seront pas différenciées lors des estimations.

Comme dans la partie précédente, INET prend la valeur 1 si l'entreprise utilise internet soit pour avoir accès à une messagerie électronique, soit pour diffuser ou rechercher des informations ; 0 sinon. Compte tenu de la jeunesse de cette technologie nous ferons l'hypothèse qu'à peu près toutes les entreprises utilisatrices d'internet en 1997 l'ont adoptée entre 1994 et 1997, la variable INET donnant alors simultanément l'information en niveau et en différence. En 1997, 40 % des entreprises de l'échantillon déclarent utiliser internet.

L'enquête COI contient, en plus de ces renseignements sur les nouvelles technologies, de nombreuses informations sur l'organisation du travail. Parmi ces informations, nous avons privilégié deux indicateurs : la mise en place de norme de qualité (QUALITE) ou le recours au juste à temps (JAT) ⁽⁶⁹⁾. Ces pratiques concernent respectivement 64% et 42% des entreprises de l'échantillon. A la différence de ce qui était fait pour les variables ORDI_GESTION et ORDI_PROD, il n'est pas possible de construire un indicateur simple en différences pour la mise en place de normes de qualité ou le recours au juste à temps. En effet, la question rétrospective du recours à ces dispositifs en 1994 n'est pas posée. En revanche, il était demandé aux entreprises, en 1997, l'évolution de la part des salariés concernés par ces dispositifs depuis 1994. Nous définirons donc les évolutions D_QUALITE et D_JAT des variables de changements organisationnels comme prenant la valeur 1 si la part des

68 L'abandon avant 1997 d'un réseau existant en 1994 devrait conduire à la modalité -1. Ce cas étant quasi inexistant dans nos données, nous n'avons retenu que les modalités 1 et 0.

69 D'autres variables comme l'organisation en centre de profit ou la formalisation de contrat de type clients/fournisseurs en interne ont aussi été introduites dans les modèles. Ces variables n'étant jamais significatives, nous avons décidé de ne pas les retenir.

effectifs salariés concernés par ces pratiques a augmenté entre 1994 et 1997, 0 sinon. Le développement du juste à temps est moins important sur la période étudiée (la part des salariés concernés augmente dans 20% des entreprises) que celui des normes de qualité (accroissement dans 40% des entreprises). Une remarque analogue à celle faite précédemment pour les variables d'informatisation de l'entreprise doit être faite ici. La modalité zéro peut correspondre simultanément à une absence de recours aux normes de qualité ou au juste à temps en 1994 et 1997 ou à un recours identique à ces pratiques aux deux dates.

Les corrélations entre les différentes pratiques sont données dans les tableaux 4.12 et 4.13. Elles sont toujours positives et significatives mais sont inférieures à ce que l'on pouvait anticiper. Elles sont comprises entre 0,08 et 0,55.

Tableau 4.12 : Corrélations entre les différentes pratiques innovantes (en niveau)

	ORDI_GESTION	ORDI_PROD	INET	QUALITE	JAT
ORDI_GESTION	1,00	0,55	0,23	0,18	0,13
ORDI_PROD	0,55	1,00	0,24	0,24	0,18
INET	0,23	0,24	1,00	0,25	0,15
QUALITE	0,18	0,24	0,25	1,00	0,27
JAT	0,13	0,18	0,15	0,27	1,00

Tableau 4.13 : Corrélations entre les différentes pratiques innovantes (en différence)

	D_GESTION	D_PROD	D_INET	D_QUALITE	D_JAT
D_GESTION	1,00	0,55	0,16	0,12	0,08
D_PROD	0,55	1,00	0,17	0,17	0,13
D_INET	0,16	0,17	1,00	0,26	0,18
D_QUALITE	0,12	0,17	0,26	1,00	0,41
D_JAT	0,08	0,13	0,18	0,41	1,00

Les corrélations entre utilisation de nouvelles technologies ou de pratiques innovantes d'organisation du travail et parts relatives des différentes classes d'âge dans la masse salariale varient selon les groupes d'âge et selon les pratiques (cf. tableaux 4.14 et 4.15). L'existence ou la mise en place de

réseaux de micro-ordinateurs ou de pratiques de juste à temps sont corrélées positivement et significativement à la présence de jeunes travailleurs dans les entreprises ou à l'augmentation de leur part relative. Les résultats sont inversés pour les plus âgés. Les résultats sont moins clairs pour les autres dispositifs. La sous-partie suivante examine ces corrélations, une fois contrôlées les caractéristiques observables des entreprises ainsi que les possibles effets fixes.

Tableau 4.14 : Coefficients de corrélation entre les indicateurs d'innovation et les parts dans la masse salariale

	ORDI GESTION	ORDI PROD	INET	QUALITE	JAT
20 à 29 ans	0,039**	0,044**	-0,032**	-0,017	0,073**
30 à 39 ans	0,023	0,004	0,016	-0,004	0,026*
40 à 49 ans	-0,014	0,006	0,022	0,031*	0,004
50 à 59 ans	-0,040**	-0,045**	-0,009	-0,009	-0,087**

Remarque : les corrélations significatives à 5% (resp. à 10%) sont indiquée par ** (resp. par *)

Tableau 4.15 : Coefficients de corrélation entre les variations des indicateurs d'innovation et les variations des parts dans la masse salariale

	D GESTION	D PROD	D INET	D QUALITE	D JAT
20 à 29 ans	0,036**	0,024	0,039**	0,035**	0,041**
30 à 39 ans	0,030*	-0,001	-0,009	-0,001	0,010
40 à 49 ans	-0,043**	-0,017	-0,028*	-0,013	-0,029*
50 à 59 ans	-0,011	-0,001	0,009	-0,014	-0,011

Remarque : les corrélations significatives à 5% (resp. à 10%) sont indiquée par ** (resp. par *)

4.2 Résultats

Dans un premier temps, nous estimons le système d'équations exprimant la part dans la masse salariale de chacune des classes d'âge, selon la même méthode qu'à la section précédente. La classe d'âge des 20-29 ans, prise comme référence, est, ici encore, exclue de l'estimation et les coefficients correspondants à ces salariés sont calculés en utilisant la condition d'homogénéité. Les variables explicatives supplémentaires sont, comme précédemment, les salaires relatifs, la valeur ajoutée et le capital (en logarithme), ainsi que des indicatrices de secteur (cinq indicatrices) et de taille d'entreprise (quatre indicatrices). Dans un second temps, nous estimons, en utilisant une méthode analogue, le

système d'équation exprimant l'évolution en différences longues sur 1995-1998 des parts dans la masse salariale de chacune des classes d'âge. Afin de tenir compte de l'évolution naturelle des parts dans la masse salariale due au vieillissement de la main-d'œuvre, des variables de contrôle supplémentaires ont été introduites dans la régression. Elles sont définies comme la part des travailleurs dans une classe d'âge donnée en 1995 qui doit changer de catégorie entre 1995 et 1998 sous le seul effet du vieillissement.

Les résultats des estimations en niveau et en différences sont présentés dans tableau 4.16. La part des salariés de 20-29 ans est significativement plus élevée, et celle des plus de 40 ans significativement plus faible, dans les entreprises qui utilisent des micro-ordinateurs en réseau. L'impact sur les travailleurs âgés est plus tardif lorsque le réseau concerne les activités de production. L'utilisation d'internet a un effet similaire, aussi bien en terme d'ampleur des effets que de significativité. Les entreprises utilisant internet ont en effet une part plus élevée de 30-39 ans et une part plus faible de 50-59 ans dans leur masse salariale. Enfin, le recours au juste à temps est également associé à une part dans la masse salariale plus forte pour les salariés jeunes et plus faible pour les salariés âgés. Les coefficients estimés sont significativement positifs pour les moins de 40 ans et significativement négatifs pour les plus de 50 ans. Les estimations ne mettent pas en évidence d'impact significatif de la mise en place de normes de qualité au sein de l'entreprise.

Tableau 4.16: Parts des classes d'âge dans la masse salariale
MCGJ (coefficients multipliés par 100)

Modèle en niveau	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, services de gestion (ORDI_GESTION)	0,759** (0,368)	0,673 (0,441)	-0,870** (0,411)	-0,562 (0,455)
Ordinateurs en réseaux, services de production (ORDI_PROD)	0,934** (0,355)	0,008 (0,425)	0,092 (0,396)	-1,036** (0,439)
Internet (INET)	0,292 (0,336)	1,108** (0,403)	-0,492 (0,376)	-0,909** (0,416)
Normes de qualité (QUALITE)	-0,085 (0,352)	0,252 (0,422)	0,191 (0,393)	-0,358 (0,435)
Juste à temps (JAT)	1,486** (0,309)	0,889** (0,370)	-0,592* (0,345)	-1,784** (0,382)
Capital physique	-0,887** (0,166)	-0,284 (0,199)	0,368** (0,185)	0,802** (0,205)
Valeur ajoutée	-0,241 (0,258)	0,054 (0,309)	-0,299 (0,288)	0,485 (0,319)
Modèle en différence	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, services de gestion (D_GESTION)	0,246 (0,191)	0,144 (0,189)	-0,010 (0,193)	-0,380** (0,192)
Ordinateurs en réseaux, services de production (D_PROD)	0,246 (0,209)	-0,020 (0,207)	-0,255 (0,212)	0,029 (0,021)
Internet (INET)	0,415** (0,177)	0,075 (0,176)	-0,257 (0,179)	-0,233 (0,178)
Normes de qualité (D_QUALITE)	0,095 (0,182)	-0,099 (0,180)	0,247 (0,185)	-0,243 (0,183)
Juste à temps (D_JAT)	0,445** (0,210)	0,084 (0,208)	-0,372* (0,213)	-0,158 (0,211)
Capital physique	1,123** (0,214)	0,253 (0,212)	-0,552** (0,217)	-0,929** (0,214)
Valeur ajoutée	2,136** (0,182)	0,094 (0,180)	-1,480** (0,18)	-0,751** (0,182)
Nombre d'observations	3 817 entreprises			

1. Cette table donne les coefficients estimés des variables, issus des estimations jointes des équations de parts salariales de toutes les classes d'âge à l'exception de la première avec la méthode des moindres carrés généralisés joints. Les contrôles sont les salaires relatifs des classes d'âge (respectivement les évolutions des salaires relatifs, pour le modèle en différence), cinq indicatrices de secteur et quatre indicatrices de taille d'entreprise. Pour le modèle en différence, on contrôle de plus la part en 1995 de chaque classe d'âge qui doit changer de catégorie entre 1995 et 1998 sous le seul effet du vieillissement (par exemple, les 27-29 ans en 1995 : ces salariés sont dans la classe des 20-29 ans en 1995, mais doivent passer dans celles des 30-39 ans en 1998, sous le seul effet du vieillissement).

2. Les coefficients de la première classe d'âge (20-29 ans) sont estimés à partir des conditions d'homogénéité :

$$\gamma_{20-29,ORDI_GESTION} = -\gamma_{30-39,ORDI_GESTION} - \gamma_{40-49,ORDI_GESTION} - \gamma_{50-59,ORDI_GESTION} \text{ etc.}$$

3. Les écarts types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par **, celles à 10% par *.

Les résultats en différence (cf. seconde partie du tableau 4.16) confortent ceux obtenus en niveau, à savoir un lien essentiellement positif entre innovations technologiques et organisationnelles et proportion de travailleurs jeunes dans les entreprises et un lien essentiellement négatif pour les plus âgés. Les coefficients sont de même signe pour le recours aux réseaux dans les services de gestion, mais les niveaux de significativité varient entre les estimations en niveau et en différences. Pour les secondes, le coefficient est significatif uniquement pour les plus de 50 ans. La même remarque s'applique à l'utilisation d'internet, avec un coefficient significativement différent de zéro pour les plus jeunes uniquement. Pour le juste à temps, les effets mis en évidence en niveau sont robustes pour les 20-29 et les 40-49 ans, même si les coefficients estimés sont de plus faible ampleur. Le coefficient relatif à la mise en place de réseaux dans les services de production devient quand à lui non significatif.

Une fois contrôlé les effets fixes entreprise, on constate donc que l'impact différencié des innovations selon l'âge est conservé, même si les innovations technologiques et organisationnelles apparaissent être moins discriminantes. La baisse de significativité peut s'expliquer par le contrôle de l'hétérogénéité inobservée des entreprises lors de l'estimation du modèle en différences. Il faut toutefois souligner ici que si les effets observés sont moins significatifs, cela peut aussi être en partie dû à la nature des variables en différences, qui, comme souligné dans la partie précédente, traitent de façon analogue des entreprises ayant recours aux procédés innovants sur toute la période et d'autres ne les ayant jamais mis en place. De plus, pour les variables de changements organisationnels, seule la variation des effectifs salariés concernés par ces pratiques entre 1994 et 1997 est connue et non leur existence en 1994.

Les résultats obtenus renforcent donc l'idée selon laquelle l'innovation est biaisée en défaveur des salariés âgés. Les salariés de plus de 50 ans représentent une part plus faible de la masse salariale dans les entreprises utilisant les nouvelles technologies et des dispositifs organisationnels innovants. Le contraire prévaut pour les salariés de moins de 40 ans.

Comme dans la section précédente, nous souhaitons également vérifier si l'impact des innovations technologiques et organisationnelles sur l'âge reste observé au sein des catégories de qualifications. Pour ce faire, nous estimons les équations des parts salariales et leurs évolutions en considérant des catégories de salariés définies à la fois par l'âge et la catégorie socioprofessionnelle (cf. tableaux 4.17 et 4.18). Comme précédemment, à partir de ces régressions, nous calculons l'effet moyen de l'innovation sur chacune des catégories de qualification (cadres et professions intermédiaires, employés, ouvriers), ainsi que l'effet différentiel de l'âge au sein de chaque catégorie. La même décomposition est appliquée au modèle en différence. Dans les deux cas, l'effet total sur une catégorie d'âge et qualification donnés est la somme de l'impact moyen sur la qualification et de l'impact différentiel sur l'âge au sein de la qualification.

Tableau 4.17 : Parts dans la masse salariale par catégories d'âge et de qualifications - 1998
MCGJ (coefficients multipliés par 100)

Cadres et professions intermédiaires					
	Cadres - PI	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	1,039** (0,180)	-0,270 (0,180)	0,551** (0,277)	0,572** (0,262)	-0,854** (0,311)
Ordinateurs en réseaux, production	-0,242 (0,173)	0,407** (0,173)	0,071 (0,267)	-0,440* (0,253)	-0,039 (0,300)
Internet	2,362** (0,164)	-0,951** (0,164)	1,778** (0,252)	0,194 (0,238)	-1,022** (0,283)
Normes de qualité	0,497** (0,396)	0,150 (0,172)	0,343 (0,265)	0,224 (0,251)	-0,718** (0,298)
Juste à temps	-0,561** (0,151)	0,539** (0,151)	0,564** (0,233)	-0,274 (0,220)	-0,829** (0,261)
Employés					
	Employés	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	0,124* (0,069)	0,144* (0,080)	0,077 (0,093)	-0,147 (0,090)	-0,075* (0,088)
Ordinateurs en réseaux, production	-0,129* (0,065)	0,054 (0,077)	-0,038 (0,090)	0,079 (0,087)	-0,096 (0,084)
Internet	0,148** (0,062)	0,122* (0,073)	0,110 (0,085)	-0,025 (0,082)	-0,207** (0,080)
Normes de qualité	-0,260** (0,066)	-0,028 (0,077)	0,005 (0,089)	0,014 (0,086)	0,009 (0,084)
Juste à temps	-0,082 (0,058)	0,133** (0,067)	-0,039 (0,078)	-0,086 (0,076)	-0,013 (0,074)
Ouvriers					
	Ouvriers	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	-1,163** (0,196)	0,809** (0,285)	0,118 (0,292)	-0,115** (0,289)	0,232 (0,251)
Ordinateurs en réseaux, production	0,371* (0,189)	0,527* (0,275)	-0,062 (0,281)	0,200 (0,279)	-0,666** (0,242)
Internet	-2,511** (0,179)	1,106** (0,259)	-0,689** (0,266)	-0,919** (0,263)	0,543** (0,228)
Normes de qualité	-0,237 (0,188)	-0,253 (0,273)	-0,060 (0,279)	0,059 (0,277)	0,253* (0,240)
Juste à temps	0,643** (0,165)	0,859** (0,239)	0,302 (0,245)	-0,112 (0,243)	-1,051** (0,211)
Nombre d'observations	3 817 entreprises				

1. Les coefficients $\tilde{\gamma}$ de cette table sont calculés à partir des coefficients estimés $\hat{\gamma}$ des variables *ORDI_GESTION*, *ORDI_PROD*, *INET*, *QUALITE* et par les moindres carrés généralisés joints (MCGJ). Les estimations $\hat{\gamma}$ pour les cadres et professions intermédiaires âgés de 20 à 29 ans sont obtenus à partir des conditions d'homogénéité. L'effet total sur une catégorie d'âge et qualification donnés est la somme de l'impact moyen sur la qualification et de l'impact différentiel sur l'âge au sein de la qualification. Les coefficients reportés pour les catégories socioprofessionnelles sont les moyennes sur les 4 classes d'âges de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{ouvriers} = \frac{1}{4} (\hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{20-29,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{30-39,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{40-49,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{50-59,ouvriers})$$

Les coefficients publiés pour les tranches d'âge au sein de la catégorie sont nets de l'effet moyen de la

$$\text{catégorie : } \tilde{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{40-49, \text{ouvriers}} = \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{40-49} - \tilde{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{\text{ouvriers}}$$

3. Les variables de contrôle utilisées sont quatre indicatrices de taille, cinq indicatrices de secteur de l'entreprise, ainsi que les logarithmes de la valeur ajoutée et du capital physique.

4. Les écarts types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par **, celles à 10% par *.

En ce qui concerne l'informatisation, les résultats dépendent de l'indicateur retenu. L'utilisation d'internet ou l'informatisation des services de gestion semblent biaisés en faveur des qualifications : la part de cadres et professions intermédiaires est, en effet, plus forte dans les entreprises très informatisées, tandis que la part d'ouvriers y est plus faible. Pour ces deux indicateurs, on observe bien l'impact différentiel attendu de l'âge au sein des catégories de qualifications : la part des 50-59 ans est, dans la majorité des cas, significativement plus faible que celles des autres groupes d'âge dans les entreprises innovantes.

Les résultats obtenus sur les qualifications pour l'indicateur d'informatisation des services de production sont à l'inverse de ceux obtenus pour les autres indicateurs d'innovation technologique. En effet, pour cet indicateur, la part des ouvriers dans la masse salariale est significativement plus élevée que celle des autres catégories de travailleurs. Ceci peut s'expliquer par le fait que cet indicateur est très lié aux structures de production des entreprises. Les effets différentiels par âge sont importants et vont dans le sens attendu. L'utilisation de réseaux d'ordinateurs dans les services de production joue positivement sur les parts salariales des plus jeunes et négativement sur celles des plus âgés. Pour les seniors, la limite d'âge varie d'une qualification à l'autre. Parmi les cadres, seuls les plus de 40-49 ans semblent affectés négativement alors que pour les ouvriers, cette corrélation négative s'observe pour les plus de 50 ans. Les impacts différentiels ne sont jamais significatifs pour les employés.

Le lien entre changements organisationnels et part des différentes catégories dans la masse salariale dépend du dispositif considéré. Alors que le lien entre âge et normes de qualité n'était jamais significatif, il devient négatif et significatif pour les cadres âgés de plus de 50 ans lorsque l'on

introduit les qualifications dans les estimations. L'effet différentiel pour les ouvriers de plus de 50 ans est, quant à lui, positif et significatif (à 10%), mais compte tenu des écarts-type des effets moyen et différentiel pour cette catégorie, il semble difficile de considérer que l'effet total est strictement positif⁽⁷⁰⁾. Pour finir, si l'effet du recours au juste à temps semble plutôt négatif pour les cadres et positifs pour les ouvriers, l'effet total en défaveur des salariés âgés s'observe quelle que soit la catégorie de travailleurs.

Les signes obtenus pour les coefficients du modèle en différence sont cohérents avec ceux obtenus pour les estimations en niveau. Lorsqu'ils sont significatifs, les résultats obtenus confortent l'idée d'un biais en défaveur de l'âge. Ces coefficients significatifs sont cependant peu nombreux. Comme pour les estimations du modèle par âge, deux éléments peuvent expliquer la faible significativité des coefficients : d'une part, la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée des entreprises lors de l'estimation du modèle en différences ; d'autre part, la nature des indicateurs en différences retenus pour les nouvelles technologies et les dispositifs organisationnels innovants.

70 Les coefficients sont respectivement égaux à -0.237 et 0.253 avec des écart-types de l'ordre de 0.2.

Tableau 4.18 : Différences des parts dans la masse salariale par catégories d'âge et de qualifications – 1995 - 1998

MCGJ (coefficients multipliés par 100)

Cadres et professions intermédiaires					
	Cadres - PI	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	0,062 (0,090)	0,073 (0,121)	0,163 (0,165)	0,143 (0,166)	-0,380** (0,172)
Ordinateurs en réseaux, production	0,028 (0,099)	0,064 (0,133)	0,050 (0,181)	-0,251 (0,181)	0,136 (0,189)
Internet	0,433** (0,086)	0,023 (0,115)	0,201 (0,157)	0,001 (0,015)	-0,226 (0,164)
Normes de qualité	0,192** (0,086)	0,069 (0,116)	-0,075 (0,158)	0,198 (0,158)	-0,192 (0,164)
Juste à temps	-0,025 (0,100)	0,246* (0,134)	0,049 (0,182)	-0,085 (0,182)	-0,210 (0,189)
Employés					
	Employés	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	-0,031 (0,048)	0,109* (0,063)	-0,068 (0,074)	-0,094 (0,064)	0,053* (0,060)
Ordinateurs en réseaux, production	0,008 (0,052)	0,032 (0,069)	-0,035 (0,081)	0,042 (0,070)	-0,040 (0,065)
Internet	-0,004 (0,045)	0,006 (0,060)	0,004 (0,070)	0,017 (0,061)	-0,028 (0,057)
Normes de qualité	-0,037 (0,045)	-0,022 (0,060)	0,054 (0,070)	0,035 (0,061)	-0,068 (0,057)
Juste à temps	-0,041 (0,052)	-0,063 (0,069)	0,077 (0,081)	-0,087 (0,071)	0,072 (0,066)
Ouvriers					
	Ouvriers	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	-0,032 (0,089)	-0,009 (0,014)	0,099 (0,138)	-0,035 (0,132)	-0,055 (0,118)
Ordinateurs en réseaux, production	-0,036 (0,097)	0,189 (0,163)	-0,068 (0,151)	-0,096 (0,145)	-0,024 (0,129)
Internet	-0,429** (0,085)	0,088 (0,142)	-0,025 (0,131)	-0,156 (0,125)	0,093 (0,112)
Normes de qualité	-0,155* (0,085)	-0,065 (0,142)	-0,007 (0,132)	0,050 (0,127)	0,021 (0,112)
Juste à temps	0,067 (0,098)	0,331** (0,164)	-0,061 (0,152)	-0,208 (0,146)	-0,061 (0,129)
Nombre d'observations	3 817 entreprises				

1. Les coefficients $\tilde{\gamma}$ de cette table sont calculés à partir des coefficients estimés $\hat{\gamma}$ des variables *ORDI_GESTION*, *ORDI_PROD*, *INET*, *QUALITE* et *JAT* par les moindres carrés généralisés joints (MCGJ).

Les estimations $\hat{\gamma}$ pour les cadres et professions intermédiaires âgés de 20 à 29 ans sont obtenus à partir des conditions d'homogénéité. L'effet total sur une catégorie d'âge et qualification donnés est la somme de l'impact moyen sur la qualification et de l'impact différentiel sur l'âge au sein de la qualification. Les coefficients reportés pour les catégories socioprofessionnelles sont les moyennes sur les 4 classes d'âges de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{ouvriers} = \frac{1}{4} (\hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{20-29,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{30-39,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{40-49,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{50-59,ouvriers})$$

Les coefficients publiés pour les tranches d'âge au sein de la catégorie sont nets de l'effet moyen de la

$$\text{catégorie : } \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{40-49, \text{ouvriers}} = \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{40-49} - \hat{\gamma}_{ORDI_GESTION}^{\text{ouvriers}}$$

3. Les variables de contrôle utilisées sont quatre indicatrices de taille et cinq indicatrices de secteur de l'entreprise, ainsi que les logarithmes de la valeur ajoutée et du capital physique. On contrôle également la part en 1995 de chaque classe d'âge et qualification qui doit changer de catégorie entre 1995 et 1998 sous le seul effet du vieillissement.

4. Les écarts types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par **, celle à 10% par *

Cette étude conforte les résultats de la section précédente. En premier lieu, l'innovation semble « biaisée » en défaveur des salariés les plus âgés. Dans les entreprises utilisant les nouvelles technologies ou des dispositifs d'organisation du travail innovants, les plus de 50 ans représentent une part significativement plus faible de la masse salariale, alors que les moins de 40 ans représentent une part plus élevée. Les effets relatifs dépendent des dispositifs mis en place. Ces résultats sont confirmés lorsque l'on contrôle l'hétérogénéité inobservée des entreprises.

En second lieu, ce caractère biaisé de l'innovation en défaveur de l'âge s'observe au sein de toutes les catégories de qualifications. Cela confirme que la qualification ne « protégerait » pas de l'impact de l'innovation sur l'emploi des salariés âgés. Les effets sont moins souvent significatifs lorsque l'on travaille sur les évolutions des parts relatives des différentes catégories de travailleurs en fonction de l'évolution des innovations technologiques ou des dispositifs organisationnels que lorsque l'on travaille en niveau. Les tendances restent toutefois conservées.

5 L'analyse par établissement et le cas du tertiaire : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE 98 »

Dans cette cinquième section, nous cherchons à compléter le diagnostic établi précédemment en étendant l'étude aux secteurs des services. Par ailleurs, nous prenons en compte l'ouverture à l'international des entreprises, et cherchons à préciser son impact sur la demande de travail par âge.

Enfin, nous précisons l'impact du changement organisationnel, en examinant le lien spécifique entre les différentes pratiques organisationnelles et la structure par âge de l'emploi⁽⁷¹⁾. Cet examen sera effectué à partir de l'enquête *REPONSE 98* qui fournit des informations relativement proches de celles de *COI* pour des établissements industriels et tertiaires. L'analyse est ici effectuée au niveau de l'établissement, et non de l'entreprise : le fait, pour un salarié, d'être dans un établissement innovant sera donc *a priori* plus révélateur de son exposition aux nouvelles technologies ou au changement organisationnel.

5.1 Les données

Les informations nécessaires à la construction des indicateurs de pratiques organisationnelles et de nouvelles technologies sont issues du volet *Employeur* de l'enquête *REPONSE 98* (Relations Professionnelles et Négociations d'Entreprises). Cette enquête menée par la DARES en décembre 1998 couvre un champ de 2 978 établissements de 20 salariés et plus. Elle concerne non seulement des établissements du secteur industriel (1 313 établissements), mais aussi de celui des services (1 665 établissements). La fonction publique et France Télécom sont exclus du champ.

Dans un premier temps, nous construisons une nouvelle mesure *ORGA* de l'ampleur d'utilisation de pratiques organisationnelles innovantes. Il s'agit d'une somme d'indicateurs appréciant l'utilisation de 11 méthodes d'organisation dont les définitions ont été inspirées par Janod (2002). Les dispositifs organisationnels retenus sont les suivants :

- Utilisation dans l'établissement du juste à temps fournisseur.
- Utilisation dans l'établissement du juste à temps client.

71 Dans les sections précédentes, « l'innovation organisationnelle » est en effet considérée comme une dimension homogène pour ses effets sur la structure par âge des effectifs. Elle est résumée par un indicateur d'intensité unique.

- Raccourcissement de ligne hiérarchique (suppression d'un niveau hiérarchique intermédiaire).
- Au cours des années 1996, 1997, 1998, il y a eu une formation des employés ou des ouvriers visant la polyvalence pour accompagner les changements organisationnels ou technologiques.
- Développement d'une fonction qualité au cours des années 1996, 1997, 1998.
- La prise de décision tend à être décentralisée. Cette dimension est mesurée par une indicatrice qui vaut 1 lorsque au moins deux des pratiques suivantes sont effectives dans l'établissement :
 - Le travail à accomplir est défini plutôt par la fixation d'objectifs globaux.
 - En cas d'incident mineur dans la production ou la marche du service les salariés sont encouragés à régler d'abord le problème entre eux.
 - Les coopérations directes entre salariés de différents services sont encouragées.
- Au sein de l'établissement les salariés passent d'un poste à un autre au cours de leur travail habituel.
- Démarche qualité totale utilisée dans l'établissement.
- Existence d'équipes autonomes de production. L'intensité de cette pratique est mesurée par les valeurs suivantes : 0,25 lorsque moins de 5% des salariés sont concernés, 0,5 lorsqu'ils sont 5 à 19%, 0,75 lorsqu'ils sont 20 à 49%, 1 lorsqu'ils sont plus de 50%.
- Existence de groupes de travail pluridisciplinaires, groupes de projets. L'intensité est mesurée comme pour la pratique précédente.
- Existence de groupes de qualité. L'intensité est mesurée comme pour la pratique précédente.

Dans un second temps, pour étudier l'impact distinct que peut avoir chaque pratique organisationnelle sur la structure par âge, on construit plusieurs indicateurs *DECEN*, *JATPS*, *QMETHCERT*, *AUTON*, en regroupant différentes pratiques, à l'instar de ce qui est fait dans Crépon, Heckel, Riedinger (2003).

- *DECEN* : Agrège les variables indiquant la suppression de niveaux hiérarchiques, la définition du travail par des objectifs globaux, l'encouragement par l'employeur à la coopération directe entre salariés issus de différents services.
- *JATPS* : Agrège les variables indiquant l'utilisation du juste à temps fournisseur et client.

- *QMETHCERT* : Agrège les variables indiquant l'utilisation d'une démarche qualité totale dans l'établissement et le développement d'une fonction qualité entre 1996 et 1998.
- *AUTON* : Agrège les variables indiquant l'existence d'équipes autonomes de production et l'existence de groupes de travail pluridisciplinaires.

Les indicateurs de changements technologiques sont également construits à partir des données de l'enquête *REPONSE*. *ORDI* indique le taux d'utilisation du micro-ordinateur dans l'établissement. Il est mesuré par tranches. Par exemple, *ORDI* vaut 0,05 lorsque l'ordinateur est utilisé par plus de 0 et moins de 5 % des salariés de l'établissement, 0,20 lorsque le taux d'utilisation est entre 5 et 20 %, etc. Il vaut 1 pour les établissements où l'ordinateur est utilisé par plus de 50 % des salariés. On construit un indicateur du taux d'utilisation d'internet dans l'établissement de manière similaire (variable *INTERNET*).

L'enquête *REPONSE* ne fournit pas d'information financière sur l'établissement. Par défaut on récupère ces données agrégées pour les entreprises concernées dans la base *FICUS*, qui regroupe les données fournies à l'administration fiscale par les entreprises à la fois pour celles qui déclarent sous le régime des *Bénéfices Réels Normaux* (BRN) et celles qui déclarent sous le *Régime d'imposition Simplifié* (RSI).

Les informations concernant le taux du chiffre d'affaire à l'exportation, la valeur ajoutée et le capital fixe dans les BRN et RSI ne sont disponibles que pour les entreprises et non pas pour les divers établissements qui les composent. Pour chaque établissement, on utilise donc comme contrôle, la productivité apparente du travail (valeur ajoutée divisée par l'effectif en équivalent année travail) et l'intensité capitalistique (stock de capital divisé par l'effectif) pour l'entreprise correspondante. L'approximation consiste à supposer que ces grandeurs sont les mêmes dans tous les établissements d'une même entreprise. Cette approximation est toutefois relative dans la mesure où le poids des établissements présents dans l'échantillon de *REPONSE* est important au sein de leur entreprise. En

1998, 41% des établissements de l'enquête sont en fait des entreprises à part entières et le poids moyen en terme de jours travaillés d'un établissement de la base au sein de son entreprise est de 64,4%, le poids médian de 86,9%. De manière similaire, on impute à chaque établissement le même taux du chiffre d'affaire à l'exportation que pour l'ensemble de l'entreprise.

Enfin, dans le secteur des services, il existe un grand nombre d'entreprises pour lesquelles la valeur ajoutée, les immobilisations ou le taux du chiffre d'affaire à l'exportation sont inconnus dans la base FICUS (371 établissements). Plutôt que de supprimer les observations correspondantes, on fixe ces grandeurs à une valeur arbitraire et on introduit des indicatrices de valeurs manquantes dans la régression. Ce traitement concerne essentiellement des entreprises ou associations du secteur santé-éducation (à 69%) ou des établissements financiers (14%).

Comme précédemment, les données concernant les effectifs et les flux d'entrée et de sortie des établissements sont issues des DADS. Contrairement aux BRN et RSI ces données sont disponibles au niveau établissement. Les informations sont récupérées pour les quatre classes d'âge étudiées : 20-29 ans, 30-39 ans, 40-49 ans et 50-59 ans. On écarte des régressions les salariés de moins de 20 ans et de plus de 60 ans. Les régresseurs incluent, ici aussi, les logarithmes des salaires horaires de chaque catégorie d'âge relatifs aux salaires perçus par les 20-29 ans si toutes les classes d'âge sont représentées dans l'entreprise. Si une classe est manquante, les variables de salaires relatifs sont toutes fixées à une valeur arbitraire et on ajoute une indicatrice de valeur manquante.

Dans cette section, nous estimons des équations de structure par âge dans les effectifs et non dans la masse salariale ⁽⁷²⁾. Ces estimations sont réalisées à partir des informations de l'année 1998, année de l'enquête *REPONSE*. En revanche, pour les flux, les ajustements pouvant prendre un certain temps, les

72 Les deux spécifications donnent des résultats similaires mais les estimations portant sur les effectifs permettent de mieux illustrer les effets directs sur l'emploi.

parts de travailleurs entrants et sortants sont estimées en considérant les mouvements qui ont lieu entre 1998 et 2001. Un certain nombre d'observations sont ici encore filtrées. Comme on estime de façon jointe les parts d'entrants et de sortants de l'établissement dans chacune des classes d'âge, on ne garde que les établissements pour lesquels il y a au moins un salarié dans chaque classe. Par ailleurs, vu que l'on s'intéresse aux taux d'entrée et de sortie relatifs d'une classe d'âge à l'autre, on exclut de l'analyse les observations pour lesquelles il n'y a aucune entrée ou sortie au cours de la période.

Nous récapitulons les effectifs à chaque étape de l'appariement des trois tables dans le tableau suivant :

Tableau 4.19 : Nombre d'observations dans les échantillons

Régression	SECTEUR	REPONSE	REPONSE - DADS - BRN
Parts salariales (1998)	SERVICE	1 665	1 523
	INDUSTRIE	1 313	1 274
Flux (1998-2001)	SERVICE		4 971
	INDUSTRIE		4 308

5.2 Les résultats : parts salariales

5.2.1 Analyse par classe d'âge

Nous régressons ici les parts de chaque classe d'âge dans les effectifs sur des indicatrices d'utilisation des dispositifs ou technologies innovantes. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.20.

Nos résultats confirment ceux des sections précédentes, établis à partir de l'enquête *COI* pour les entreprises industrielles et portant principalement sur les parts des classes d'âge dans la masse salariale. Dans l'industrie manufacturière, la mise en œuvre de nouvelles pratiques organisationnelles est bien associée à une part plus forte des jeunes (30-39 ans). En revanche, on ne retrouve pas de résultat significatif pour les seniors (50-59 ans).

La structure par âge varie également de manière significative selon l'intensité d'utilisation d'internet. Cette dernière est positivement corrélée avec les parts des plus jeunes (notamment les 30-39 ans) et négativement avec celles des moins jeunes (40-49 ans). En revanche, l'impact du micro-ordinateur ne semble pas significatif. On ne retrouve pas ici les résultats mis en évidence avec l'enquête COI. Néanmoins, la différence pourrait s'expliquer par le fait que la variable mesurant l'utilisation du PC dans cette section diffère légèrement de celle utilisée précédemment ⁽⁷³⁾.

Dans les services, le changement organisationnel semble nuire aux travailleurs les plus âgés et avantager les plus jeunes. Ce changement serait donc bien biaisé en faveur des salariés jeunes dans l'ensemble des secteurs, services comme industrie. Dans le tertiaire, les 50-59 ans sont significativement moins nombreux, et les moins de 40 ans significativement plus nombreux, dans les établissements qui ont une pratique intensive de dispositifs organisationnels innovants. Par ailleurs, comme dans l'industrie, l'utilisation d'internet est associée à une part plus élevée de jeunes (significatif pour les 30 à 39 ans), et une part plus faible pour les plus de 40 ans (significatif pour les 50-59 ans dans le tertiaire).

Ces résultats sont obtenus en contrôlant plusieurs caractéristiques observables des établissements, notamment leur secteur, leur taille et leur âge, ainsi que la taille et l'âge de l'entreprise à laquelle ils appartiennent. Ces variables permettent de contrôler en partie le poids de l'histoire sur la structure par âge de la main-d'œuvre. La répartition par âge des salariés varie en effet selon l'historique des flux passés. Il en découle un lien entre âge de l'entreprise et âge moyen des salariés. Les salariés plus âgés

73 On mesure ici l'intensité de l'usage du micro-ordinateur, par le pourcentage de salariés qui l'utilisent, plutôt que le caractère *extensif* de l'informatisation, c'est-à-dire le fait que son utilisation concerne plusieurs catégories socioprofessionnelles (la variable utilisée dans les régressions concernant l'enquête COI indique qu'au moins deux catégories différentes utilisent intensément l'ordinateur).

sont par exemple plus nombreux dans les secteurs ou les entreprises plus anciens, qui ont beaucoup embauché dans le passé (cf. chapitre 1).

Tableau 4.20 : Part des classes d'âge dans les effectifs (1998)

MCGJ (coefficients multipliés par 100)

	Industrie				Services			
	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans
Changement organisationnel	0,12 (0,14)	0,27** (0,14)	-0,22 (0,14)	-0,16 (0,14)	0,38** (0,17)	0,26** (0,13)	-0,20 (0,13)	-0,43** (0,12)
Utilisation du micro-ordinateur	0,02 (1,01)	0,66 (0,97)	-0,63 (0,97)	-0,05 (0,98)	-1,06 (1,03)	0,61 (0,79)	0,04 (0,79)	0,40 (0,75)
Utilisation de l'Internet	0,52 (1,82)	3,77** (1,77)	-3,48** (1,76)	-0,81 (1,78)	-0,25 (1,72)	4,00** (1,31)	-0,32 (1,32)	-3,43** (1,25)
Position sur le marché international	-0,66 (1,32)	-2,49* (1,28)	2,71** (1,27)	0,44 (1,29)	-4,50* (2,51)	3,14 (1,91)	1,50 (1,92)	-0,14 (1,82)
Nombre d'observations	1 274				1 523			

1. Cette table donne les coefficients estimés des variables ORGA, ORDI, INTERNET et RATEX, issus des estimations jointes des équations de parts dans les effectifs (en équivalent année-travail, c'est-à-dire en pondérant par les jours travaillés) de toutes les classes d'âge à l'exception de la première avec la méthode des MCGJ (JGLS en anglais). Pour simplifier la lecture, les coefficients présentés ont été multipliés par 100. Ils s'interprètent comme des écarts, en points de pourcentage, entre les parts des catégories de salariés dans les établissements qui utilisent les dispositifs et ceux qui ne les utilisent pas.

2. Les coefficients de la première classe d'âge (20-29 ans) sont estimés à partir des conditions d'homogénéité : $\gamma_{20-29,ORGA} = -\gamma_{30-39,ORGA} - \gamma_{40-49,ORGA} - \gamma_{50-59,ORGA}$ etc.

3. Les écarts-type corrigés de l'hétéroscédasticité sont donnés entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5% sont marqués par **, ceux significatifs à 10% par *.

4. Les variables de contrôle utilisées sont les salaires bruts horaires relatifs, l'intensité capitalistique, la productivité apparente du travail, le secteur (nomenclature NES 36), la taille d'entreprise (6 indicatrices) et d'établissement (5 indicatrices), ainsi que de l'âge de l'entreprise (4 indicatrices) et de l'établissement (5 indicatrices).

5. Lecture : Dans l'industrie, toutes choses égales par ailleurs, la part des 30-39 ans dans les effectifs est de 3,77 points de pourcentage plus élevée dans les établissements où plus de 50 % des salariés utilisent internet (dans ce cas, la variable INTERNET vaut 1).

Les résultats sont, de plus, robustes à un certain nombre de variantes sur la spécification. En particulier, ils sont robustes à l'inclusion ou non des salaires relatifs parmi les contrôles. Ces variables sont en effet incluses dans la spécification principale afin de contrôler à la fois les différences de coût salarial, mais également l'hétérogénéité (en termes de productivité) entre les diverses classes d'âge de salariés d'un établissement à un autre. Cela peut poser problème si salaires relatifs et innovation sont tous deux corrélés à des caractéristiques inobservées de la main-d'œuvre dans les établissements. Néanmoins, les

résultats varient très peu si l'on retire les salaires relatifs de la spécification (seul le coefficient du changement organisationnel pour les 30-39 ans devient non significatif dans l'industrie).

Par ailleurs, les résultats ne changent pas lorsqu'on contrôle de la variation des effectifs de l'établissement dans un passé récent. En effet, de telles variations peuvent jouer sur la structure par âge des effectifs. En particulier, une réduction d'effectif peut se traduire par un rajeunissement de la main-d'œuvre : c'est le cas, par exemple, si cette réduction se fait *via* un plan de préretraite. Cela peut poser problème si l'adoption de technologies nouvelles ou de changements organisationnels est suivie de réductions d'effectifs. En pratique, les résultats ne changent pas lorsqu'on contrôle des variations d'emplois récentes (sur la période 1994-1997). La main-d'œuvre plus jeune dans les établissements innovants ne peut donc pas s'expliquer uniquement par des préretraites plus nombreuses dans ces établissements.

5.2.2 Analyse par âge et catégories de qualification

Nous distinguons ici les salariés non plus seulement selon leur âge, mais également selon leur catégorie socioprofessionnelle (cf. tableau 4.21). D'une manière générale, les innovations technologiques et organisationnelles semblent favorables aux plus jeunes, aussi bien parmi les plus qualifiés (cadres et professions intermédiaires) et que parmi les moins qualifiés (ouvriers et employés). Le lien négatif avec l'âge serait donc indépendant de la qualification, dans l'industrie comme dans les services.

Innovations technologiques

En ce qui concerne les nouvelles technologies, les résultats sont similaires dans l'industrie et les services. L'utilisation intensive de l'ordinateur, tout comme celle d'internet, semble favorable à l'emploi des plus jeunes et défavorable à celui des plus expérimentés. Les résultats sont significatifs

aussi bien parmi les cadres et professions intermédiaires (part significativement plus forte pour les 30-39 ans et plus faible pour les 50-59 ans) que parmi les ouvriers (les 20-29 ans sont plus nombreux et les 30-49 ans moins nombreux). Ils le sont également parmi les employés dans l'industrie.

Tableau 4.21 : Parts des classes d'âge et des catégories socioprofessionnelles dans les effectifs (1998)
MCGJ (coefficients multipliés par 100)

	Industrie					Services				
	Moy	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	Moy	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans
Cadres et professions intermédiaires										
Innovation organisationnelle	-0,05 (0,05)	0,08 (0,05)	0,13** (0,06)	-0,12** (0,06)	-0,10 (0,07)	0,03 (0,06)	0,06 (0,09)	0,12 (0,07)	-0,03 (0,08)	-0,15* (0,08)
Micro-ordinateur	4,98** (0,35)	-2,19** (0,38)	1,94** (0,44)	1,44** (0,39)	-1,19** (0,46)	4,00** (0,38)	-1,37** (0,54)	1,37** (0,45)	0,62 (0,47)	-0,62 (0,48)
Internet	6,42** (0,65)	-2,18** (0,70)	4,61** (0,80)	-1,46** (0,71)	-0,97 (0,85)	4,05** (0,63)	-0,29 (0,90)	4,81** (0,76)	0,07 (0,79)	-4,60** (0,80)
Exportation	-0,19 (0,47)	0,38 (0,51)	-1,01* (0,58)	0,55 (0,52)	0,08 (0,62)	1,95** (0,92)	-4,40** (1,32)	1,48 (1,11)	2,37** (1,15)	0,55 (1,18)
Employés										
Innovation organisationnelle	-0,05** (0,02)	0,01 (0,03)	-0,01 (0,03)	-0,03 (0,03)	0,04 (0,02)	-0,25** (0,07)	0,27** (0,12)	-0,04 (0,07)	-0,17** (0,07)	-0,06 (0,06)
Micro-ordinateur	1,28** (0,17)	0,11 (0,19)	0,62** (0,20)	-0,15 (0,19)	-0,58** (0,17)	-0,12 (0,41)	-0,37 (0,71)	0,03 (0,42)	0,43 (0,42)	-0,09 (0,39)
Internet	0,53* (0,32)	0,69* (0,35)	0,25 (0,37)	-0,20 (0,35)	-0,74** (0,31)	-1,74** (0,69)	0,88 (1,18)	-0,52 (0,71)	-0,56 (0,71)	0,19 (0,66)
Exportation	-0,27 (0,23)	-0,15 (0,26)	-0,21 (0,27)	0,22 (0,25)	0,14 (0,22)	-0,29 (1,01)	-0,94 (1,73)	0,99 (1,03)	-0,02 (1,03)	-0,04 (0,96)
Ouvriers										
Innovation organisationnelle	0,10* (0,06)	-0,02 (0,11)	0,05 (0,11)	-0,01 (0,11)	-0,02 (0,10)	0,22** (0,06)	0,12* (0,07)	0,15** (0,06)	-0,04 (0,06)	-0,23** (0,06)
Micro-ordinateur	-6,26** (0,41)	2,38** (0,77)	-1,63** (0,74)	-2,73** (0,74)	1,98** (0,71)	-3,88** (0,39)	1,25** (0,41)	-0,95** (0,40)	-1,27** (0,34)	0,97** (0,36)
Internet	-6,95** (0,75)	2,40* (1,42)	-0,61 (1,36)	-2,68** (1,36)	0,89 (1,31)	-2,30** (0,66)	-0,18 (0,69)	-0,64 (0,66)	-0,12 (0,57)	0,94 (0,60)
Exportation	0,47 (0,54)	-0,84 (1,03)	-1,19 (0,98)	2,01** (0,99)	0,02 (0,95)	-1,67* (0,97)	-0,13 (1,01)	1,01 (0,97)	-0,27 (0,84)	-0,61 (0,88)
Nombre d'observations	1 274					1 523				

1. Les coefficients $\tilde{\gamma}$ de cette table sont calculés à partir des coefficients estimés $\hat{\gamma}$ des variables ORGA, ORDI, INTERNET et RATEX, issus des estimations par les MCQG joints des équations de parts dans les effectifs (en équivalent année-travail) des classes d'âge au sein des trois catégories socioprofessionnelles à l'exception de la première. Pour simplifier la lecture, les coefficients présentés ont été multipliés par 100. Ils s'interprètent comme des écarts, en points de pourcentage, entre les parts des catégories de salariés dans les établissements qui utilisent les dispositifs innovants et ceux qui ne les utilisent pas.

2. Les coefficients correspondants à la catégorie de référence (salariés de la catégorie « cadre ou profession intermédiaire » âgés de 20 à 29 ans) sont calculés à partir des conditions d'homogénéité. Les coefficients moyens pour chaque catégorie de qualification (colonne « Moy ») sont les moyennes des coefficients associés à cette qualification pour chacune des classes d'âge : par exemple, pour les ouvriers

$$\tilde{\gamma}_{ORGA}^{ouvriers} = \frac{1}{4} (\hat{\gamma}_{ORGA}^{20-29,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORGA}^{30-39,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORGA}^{40-49,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORGA}^{50-59,ouvriers})$$

Enfin, les coefficients présentés pour les tranches d'âge au sein de la catégorie sont nets de l'effet moyen de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORGA}^{40-49,ouvriers} = \hat{\gamma}_{ORGA}^{40-49} - \tilde{\gamma}_{ORGA}^{ouvriers}$$

3. Les variables de contrôle utilisées sont les salaires bruts horaires relatifs, l'intensité capitaliste, la productivité apparente du travail, le secteur (nomenclature NES 36), la taille d'entreprise (6 indicatrices) et d'établissement (5 indicatrices), ainsi que de l'âge de l'entreprise (4 indicatrices) et de l'établissement (5 indicatrices).

4. Les écarts-types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par **, celles à 10% par *

Lecture : Dans l'industrie, toutes choses égales par ailleurs et quelle que soit la classe d'âge, la part des cadres est en moyenne de 4,98 points de pourcentage plus élevée dans les établissements où plus de 50 % des salariés utilisent un ordinateur (dans ce cas, la variable *ORDI* vaut 1). Cette part est de $4,98+1,94=6,92$ points plus élevée pour les cadres de 30-39 ans, et de $4,98+(-1,19)=3,79$ points plus élevée pour les cadres de 50-59 ans.

De même que sur COI, on constate que les très qualifiés de moins de 30 ans et les ouvriers de plus de 50 ans constituent une exception à ces résultats. Parmi les cadres et professions intermédiaires, le coefficient spécifique aux plus jeunes (20-29 ans) est négatif. En d'autres termes, ces très qualifiés jeunes sont relativement moins avantagés que les très qualifiés plus âgés dans les établissements qui utilisent intensément l'informatique et internet ⁽⁷⁴⁾. Parallèlement, dans les entreprises très informatisées ou utilisant internet, les 50-59 ans sont relativement moins désavantagés que les 30-49 ans parmi les ouvriers ⁽⁷⁵⁾.

Innovations organisationnelles

Concernant le changement organisationnel, les catégories les plus touchées varient selon le secteur. Dans l'industrie, c'est surtout parmi les plus qualifiés (cadres et professions intermédiaires) que la

74 Dans l'absolu, la part des cadres-professions intermédiaires de 20-29 ans est plus élevée dans les établissements qui utilisent les nouvelles technologies, puisque la somme de la composante moyenne pour l'ensemble des cadres-p.i. et de la composante spécifique aux 20-29 ans parmi ces cadres-p.i. est positive. En revanche, la composante spécifique est négative pour les 20-29 ans, ce qui signifie que, dans les établissements utilisant des technologies innovantes, la part de cadres-professions intermédiaires de 20-29 ans augmente moins que celles des cadres plus âgés.

75 Les ouvriers de 50-59 ans sont moins nombreux dans les établissements utilisant les nouvelles technologies. Néanmoins, la diminution de la part dans les effectifs est plus faible pour ces ouvriers seniors que pour les ouvriers de 30 à 49 ans.

structure par âge est modifiée, alors que c'est surtout parmi les ouvriers et employés qu'elle l'est dans les services.

Cette différence entre secteurs tient sans doute à la nature de l'organisation de la production. Les changements organisationnels visent généralement une adaptation à la demande, de l'aval vers l'amont. Dans les services, une grande partie de l'amélioration de l'offre passe par une amélioration des délais. Elle touche donc en premier lieu les catégories « tampon » entre les clients et les prestataires de services, particulièrement exposées aux innovations organisationnelles de nature « ohniennes » ⁽⁷⁶⁾. Cela concerne en particulier la catégorie des ouvriers, qui comprend les ouvriers du magasinage, de la manutention et du transport. Dans les transports, par exemple, le système de juste à temps client (mode de livraison dans un délai très court) a une fréquence de 50%, ce qui est bien supérieur à la moyenne des services qui est de 28%, et proche de celle de l'industrie (52%). Les ouvriers manutentionnaires du secteur doivent donc particulièrement s'adapter à ce nouveau régime. Cela peut conduire les employeurs à privilégier des salariés jeunes, s'ils les perçoivent comme plus aptes à réagir rapidement aux demandes des clients et faire face à des situations de stress.

Dans l'industrie, le changement organisationnel touche au contraire des salariés accomplissant des tâches situées en amont de la production. Dans la mesure où ce sont toujours les cadres qui planifient le déroulement de la production dans le secteur industriel, les changements organisationnels, qui visent dans l'ensemble à une meilleure réactivité de l'établissement aux évolutions de la demande, sont susceptibles d'avoir un impact important sur la structure d'emploi de cette catégorie. Dans l'industrie, c'est donc parmi les cadres qu'on observe la plus forte modification de la structure par âge liée au changement organisationnel.

76 En référence à Taiichi Ohno, ingénieur japonais chez Toyota à l'origine des principales innovations organisationnelles récentes. Le principe fondateur est d'adapter constamment la production à la demande de bien en organisant le processus de production de l'aval vers l'amont.

5.2.3 Les différentes pratiques organisationnelles ne sont pas toutes associées à la même structure par âge.

Les résultats précédents mettent en évidence un lien négatif entre parts des plus de 40 ans et intensité d'utilisation des dispositifs organisationnels. Ces dispositifs seraient donc biaisés en défaveur des salariés âgés. Dans cette approche, l'innovation organisationnelle est cependant traitée comme une « boîte noire », résumée par un indicateur d'intensité unique. Cette mesure est construite comme la somme d'indicateurs d'utilisation de dispositifs distincts. L'approche revient donc à considérer que tous ces dispositifs ont un impact similaire sur la demande de travail par catégorie ou, en d'autres termes, qu'ils sont tous complémentaires aux mêmes types de compétences. Afin de relâcher cette contrainte, on reproduit les estimations en introduisant séparément différents dispositifs organisationnels : décentralisation des pouvoirs au sein de l'établissement, méthodes de certification, juste à temps, organisation du travail en groupes autonomes.

Dans l'ensemble, les dispositifs apparaissent individuellement biaisés en défaveur des salariés âgés. C'est nettement le cas pour le juste à temps et l'organisation en équipes autonomes (cf. tableau 4.22). Dans l'industrie, l'autonomie est associée à une part dans l'emploi significativement plus forte pour les moins de 40 ans, et significativement plus faible pour les plus de 40 ans. Ce résultat se retrouve dans les services, même si les coefficients ne sont significatifs que pour les moins de 30 ans et les plus de 50 ans (significativité à 10 % dans ce dernier cas). Le juste à temps semble également favorable aux plus jeunes (20-29 ans dans l'industrie et 30-39 ans dans le tertiaire). Il est également associé à une part plus faible de 50-59 ans dans les services.

Tableau 4.22 : Part des classes d'âge dans les effectifs (1998)

MCGJ (coefficients multipliés par 100)

	Industrie				Services			
	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50- 59ans	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50- 59ans
Décentralisation (DECEN)	-5,28** (1,11)	-0,82 (1,09)	3,74** (1,08)	2,37** (1,09)	-5,34** (1,37)	-1,55 (1,04)	2,52** (1,05)	4,36** (0,99)
Méthodes ou certification de qualité (QMETHCERT)	0,84 (0,84)	0,62 (0,82)	-0,90 (0,82)	-0,57 (0,83)	0,93 (0,86)	0,60 (0,65)	-0,45 (0,66)	-1,07* (0,62)
Juste à temps production ou fournisseur (JATPS)	1,74** (0,66)	-0,09 (0,64)	-0,89 (0,64)	-0,76 (0,65)	0,70 (0,96)	2,23** (0,74)	-0,81 (0,74)	-2,12** (0,70)
Autonomie (AUTON)	2,41** (1,08)	3,81** (1,06)	-2,92** (1,05)	-3,30** (1,07)	3,86** (1,48)	-0,20 (1,13)	-1,70 (1,14)	-1,95* (1,07)
Utilisation du micro-ordinateur (ORDI)	0,58 (1,01)	0,38 (0,99)	-0,90 (0,98)	-0,06 (1,00)	-0,77 (1,03)	0,79 (0,79)	-0,11 (0,79)	0,09 (0,75)
Utilisation de l'Internet (INTERNET)	0,90 (1,81)	3,47** (1,77)	-3,63** (1,76)	-0,75 (1,78)	0,10 (1,73)	4,37** (1,32)	-0,51 (1,33)	-3,96** (1,25)
Position sur le marché international (RATEX)	-0,47 (1,30)	-2,35* (1,27)	2,51** (1,27)	0,31 (1,28)	-4,35* (2,50)	3,10 (1,91)	1,45 (1,92)	-0,20 (1,82)
Nombre d'observations	1 274				1 523			

*Note : Les coefficients présentés correspondent au même type de régression que ceux présentés dans le tableau 4.20. Seule la variable ORGA est remplacée par les indicateurs DECEN, JATPS, QMETHCERT, et AUTON. Les écarts-type corrigés de l'hétéroscédasticité sont donnés entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5% sont marqués par **, ceux significatifs à 10% par *.*

Ces résultats sont robustes à une prise en compte des qualifications. L'autonomie⁽⁷⁷⁾ est associée à une main-d'œuvre plus jeune, aussi bien dans l'industrie que dans les services, et aussi bien parmi les cadres et professions intermédiaires que parmi les employés et parmi les ouvriers (cf. tableau 4.23). Le lien négatif entre structure par âge et pratique du juste à temps est également robuste au contrôle de la qualification : il touche les cadres et professions intermédiaires dans l'industrie et les ouvriers dans le tertiaire. Enfin, la structure par âge de l'emploi ne semble pas liée aux méthodes de certification qualité.

77 « L'autonomie » désigne ici un type d'organisation du travail caractérisé par l'existence d'équipes autonomes de production et de groupes de travail pluridisciplinaires. Les dispositifs qui font appel aux capacités d'autonomie des salariés (au sens de leurs capacités à prendre des décisions et faire face à des situations nouvelles sans faire appel à leur hiérarchie) se rangent plutôt parmi les dispositifs de « décentralisation des pouvoirs de décision ».

En revanche, la décentralisation des pouvoirs de décision dans un établissement est associée à une part dans les effectifs plus forte pour les seniors, aussi bien dans les services que dans l'industrie. Ce dispositif aurait donc un impact radicalement différent des autres dispositifs organisationnels. Il serait plus complémentaire avec les compétences des travailleurs âgés. Dans le tertiaire comme dans l'industrie, les plus de 40 ans sont ainsi significativement plus nombreux (et les moins de 30 ans significativement moins nombreux) lorsque les pouvoirs sont décentralisés. La décentralisation de pouvoirs de décision est mesurée ici par l'agrégation de trois indicatrices : réduction récente du nombre de niveaux hiérarchiques, définition du travail à accomplir par la fixation d'objectifs globaux, encouragement à la coopération directe entre salariés de différents services.

Les résultats sont robustes à la désagrégation de cette mesure : chacune de ces trois indicatrices est positivement et significativement associée à une part plus forte de seniors (résultats non reproduits ici). Ce résultat est également robuste à la prise en compte de la qualification (cf. tableau 4.23). Le lien le plus net s'observe parmi les cadres et professions intermédiaires : au sein de cette catégorie, la décentralisation est associée à une main-d'œuvre plus âgée, quel que soit le secteur. C'est également le cas parmi les ouvriers dans l'industrie et parmi les employés dans les services.

Indépendamment de la structure par âge, la décentralisation apparaît bien biaisée en faveur des plus qualifiés. Elle est associée à une part significativement plus forte de cadres-professions intermédiaires (tous secteurs), et significativement plus faibles d'ouvriers (tous secteurs) et d'employés (tertiaire). Les dispositifs de décentralisation des pouvoirs de décision n'accélèreraient donc pas l'obsolescence des qualifications. En d'autres termes, ils sont bien complémentaires avec le capital humain, mais cette complémentarité se ferait plutôt avec les types de compétences acquises avec l'expérience, et non avec des compétences plus formelles et récentes.

Tableau 4.23 : Parts des classes d'âge et des catégories socioprofessionnelles dans les effectifs (1998)
Coefficients des différents types de pratiques organisationnelles
MCGJ (coefficients multipliés par 100)

	Industrie					Services				
	Moy	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	Moy	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans
Cadres - professions intermédiaires										
Décentralisation	1,91** (0,39)	-2,33** (0,43)	0,12 (0,49)	1,34** (0,44)	0,87* (0,52)	3,36** (0,50)	-3,86** (0,71)	0,22 (0,61)	1,72** (0,63)	1,92** (0,64)
Méthodes Qualité	0,15 (0,30)	0,13 (0,32)	0,33 (0,37)	-0,33 (0,33)	-0,14 (0,39)	-0,32 (0,31)	0,16 (0,45)	0,02 (0,38)	0,06 (0,40)	-0,24 (0,41)
Juste à temps	-0,34 (0,24)	0,82** (0,26)	0,30 (0,29)	-0,51* (0,26)	-0,61** (0,31)	-0,83** (0,35)	0,96* (0,51)	0,64 (0,43)	-0,85* (0,44)	-0,76* (0,46)
Autonomie	-0,25 (0,39)	0,68 (0,42)	1,51** (0,48)	-0,67 (0,43)	-1,51** (0,51)	0,69 (0,54)	0,89 (0,78)	-0,45 (0,66)	0,36 (0,68)	-0,80 (0,70)
Employés										
Décentralisation	0,00 (0,20)	-0,20 (0,22)	-0,05 (0,23)	0,03 (0,21)	0,22 (0,19)	-2,03** (0,55)	-2,07** (0,95)	-0,81 (0,57)	0,91 (0,56)	1,96** (0,52)
Méthodes Qualité	-0,33** (0,15)	-0,30* (0,17)	-0,15 (0,17)	0,24 (0,16)	0,21 (0,14)	0,29 (0,35)	-0,04 (0,60)	0,49 (0,36)	0,09 (0,36)	-0,54 (0,33)
Juste à temps	-0,20* (0,12)	0,13 (0,13)	-0,26* (0,14)	-0,04 (0,13)	0,17 (0,11)	-1,13** (0,39)	-0,48 (0,67)	0,12 (0,40)	0,17 (0,40)	0,20 (0,37)
Autonomie	0,01 (0,19)	0,20 (0,21)	0,69** (0,22)	-0,64** (0,21)	-0,25 (0,19)	-1,83** (0,60)	3,48** (1,03)	-0,65 (0,61)	-2,44** (0,61)	-0,40 (0,57)
Ouvriers										
Décentralisation	-1,92** (0,46)	-2,82** (0,87)	-1,37* (0,83)	2,13** (0,83)	2,07** (0,80)	-1,32** (0,53)	-0,25 (0,55)	-0,86 (0,53)	0,33 (0,46)	0,79* (0,48)
Méthodes Qualité	0,18 (0,35)	0,87 (0,66)	0,33 (0,63)	-0,56 (0,63)	-0,65 (0,61)	0,02 (0,33)	0,50 (0,35)	0,21 (0,33)	-0,46 (0,29)	-0,24 (0,30)
Juste à temps	0,55** (0,27)	0,71 (0,52)	-0,26 (0,50)	-0,20 (0,50)	-0,25 (0,48)	1,96** (0,37)	-0,16 (0,39)	1,56** (0,38)	0,05 (0,33)	-1,45** (0,34)
Autonomie	0,24 (0,45)	1,41* (0,85)	1,53* (0,82)	-1,44* (0,82)	-1,50* (0,79)	1,14** (0,57)	1,07* (0,60)	0,51 (0,57)	-0,43 (0,50)	-1,15** (0,52)
Nombre d'observations	1 274					1 523				

1. Les coefficients $\hat{\gamma}$ de cette table sont calculés à partir des coefficients estimés $\hat{\gamma}$ des variables DECEN, QMETHCERT, JATPS et AUTON, issus des estimations par les MCQG joints des équations de parts dans les effectifs des classes d'âge au sein des trois catégories socioprofessionnelles à l'exception de la première. Pour simplifier la lecture, les coefficients présentés ont été multipliés par 100. Ils s'interprètent comme des écarts, en points de pourcentage, entre les parts des catégories de salariés dans les établissements qui utilisent les dispositifs et ceux qui ne les utilisent pas.

2. Les coefficients correspondants à la catégorie de référence (salariés de la catégorie « cadre ou de profession intermédiaire » âgés de 20 à 29 ans) sont calculés à partir des conditions d'homogénéité. Les coefficients moyens pour chaque catégorie de qualification (colonne « Moy ») sont les moyennes des coefficients associés à cette qualification pour chacune des classes d'âge : par exemple, pour les ouvriers

$$\hat{\gamma}_{\text{ouvriers}}^{\text{ORGA}} = \frac{1}{4} (\hat{\gamma}_{\text{ORGA}}^{20-29, \text{ouvriers}} + \hat{\gamma}_{\text{ORGA}}^{30-39, \text{ouvriers}} + \hat{\gamma}_{\text{ORGA}}^{40-49, \text{ouvriers}} + \hat{\gamma}_{\text{ORGA}}^{50-59, \text{ouvriers}})$$

Enfin, les coefficients présentés pour les tranches d'âge au sein de la catégorie sont nets de l'effet moyen de la

$$\text{catégorie : } \hat{\gamma}_{ORGA}^{40-49, \text{ouvriers}} = \hat{\gamma}_{ORGA}^{40-49} - \hat{\gamma}_{ORGA}^{\text{ouvriers}}$$

3. Les variables de contrôle utilisées sont les salaires bruts horaires relatifs, l'intensité capitalistique, la productivité apparente du travail, le secteur (nomenclature NES 36), la taille d'entreprise (6 indicatrices) et d'établissement (5 indicatrices), ainsi que de l'âge de l'entreprise (4 indicatrices) et de l'établissement (5 indicatrices).

4. Les écarts types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par **, celles à 10% par *.

5.2.4 Ouverture à l'international et biais en défaveur de l'âge

L'ouverture à l'international ne semble pas biaisée à l'encontre des travailleurs âgés (cf. tableau 4.20).

Au contraire, dans les établissements industriels qui exportent beaucoup, les 40-49 ans sont significativement plus nombreux, et les 30-39 ans moins nombreux (résultat significatif à 10 %). A changement organisationnel et technologie donnés, l'expérience semble donc jouer en faveur des travailleurs plus âgés lorsque l'entreprise s'ouvre à l'international.

Dans les services, le lien semble plus faible. Les 20-29 ans sont moins nombreux, mais ce résultat n'est significatif qu'à 10 %. La pyramide des âges de l'emploi ne semble donc pas différente selon que l'entreprise exporte beaucoup ou non. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que, dans l'échantillon *REPONSE 98*, les exportations sont bien moins répandues dans les services que dans l'industrie (le taux d'exportation moyen est de 24,5% dans l'industrie et seulement 5,3% dans les services). Elles concernent de plus essentiellement le secteur des transports et, plus faiblement, les services aux entreprises.

L'ouverture à l'international a-t-elle un effet significatif en fonction de la qualification ? Dans l'industrie, on n'observe pas de lien significatif entre exportation et structure par qualification des effectifs (cf. tableau 4.21). Ce lien s'observe en revanche dans les secteurs de service : la part des cadres et professions intermédiaires est significativement plus forte dans les établissements qui exportent beaucoup, indépendamment de l'âge des salariés. On retrouve là un résultat conforme à celui de Maurin, Thesmar et Thoening (2003).

Après contrôle de la qualification, l'activité d'exporter ne semble modifier que marginalement la structure par âge des effectifs, et dans un sens plutôt favorable aux salariés plus expérimentés. Dans le tertiaire, la structure par âge ne diffère entre établissements exportant beaucoup ou non que parmi les plus qualifiés (cadres et professions intermédiaires). Les 40-49 ans y sont significativement plus nombreux, tandis que les 20-29 ans le sont significativement moins.

Dans l'industrie, le seul coefficient significatif s'observe pour les ouvriers de 40-49 ans. Ces salariés sont significativement plus nombreux dans les entreprises qui exportent beaucoup.

5.3 Les résultats : modèle en flux

Nous complétons l'analyse précédente par une étude des flux d'entrée et de sortie. On regarde pour cela comment l'innovation ou l'ouverture à l'international modifient les taux d'entrée et de sorties de l'emploi pour chacune des classes d'âge. Indépendamment de l'effet de l'âge, l'utilisation intensive de l'ordinateur et d'internet est associée à un *turnover* plus fort sur la période 1998-2001, notamment dans l'industrie (cf. tableau 4.24). A l'inverse, l'ouverture à l'international et l'innovation organisationnelle sont plutôt associées à un *turnover* plus faible. Le changement organisationnel se traduit en effet par des entrées et des sorties de l'emploi moins nombreuses, l'effet sur l'emploi étant en moyenne négatif. Dans l'industrie, l'activité d'exporter est également associée à des entrées et des sorties moins nombreuses. Le solde est cette fois positif, les sorties diminuant plus que les entrées. Dans le tertiaire, les flux ne sont pas sensiblement différents selon que les établissements exportent beaucoup ou non.

Dans les secteurs industriels, l'intensité organisationnelle ne semble pas liée à la structure par âge des taux d'entrants, alors qu'elle est associée à des sorties de l'emploi relativement moins nombreuses

pour les jeunes (20-29 ans) et relativement plus nombreuses pour les seniors (50-59 ans). Ces dispositifs joueraient donc plutôt *via* les sorties : on retrouve le résultat obtenu sur COI dans la troisième section. La structure par âge des taux de sortants est similaire dans le tertiaire : les 20-29 ans sortent relativement moins, et les 50-59 ans relativement plus dans les établissements qui ont adopté des dispositifs organisationnels innovants. Dans ces secteurs, ce type d'innovation semble néanmoins jouer également sur les entrées : le taux d'entrants diminue relativement moins pour les plus âgés que pour les plus jeunes ⁽⁷⁸⁾. Ce résultat peut sembler étonnant. Il est cependant cohérent avec les conclusions de Bauer et Bender (2004), qui trouvent que le changement organisationnel, lorsqu'il réduit l'emploi, se traduit surtout par des séparations pour les travailleurs les moins qualifiés et par un frein à l'embauche pour les mieux formés. L'effet se ferait sentir ici sur la structure par âge. Les travailleurs qui ont les compétences les plus obsolètes voient leur probabilité de séparation grandir. Au total, le solde des entrées moins les sorties relatives est négatif pour les 50-59 ans.

Les nouvelles technologies jouent surtout par le biais des embauches. Dans les établissements innovants, les entrées dans l'emploi augmentent nettement moins pour les plus de 50 ans que pour les 20-29 ans. C'est vrai pour l'utilisation de l'ordinateur comme pour celle d'internet dans l'industrie, et pour l'utilisation d'internet dans les services. Dans l'industrie, les nouvelles technologies diminuent également les sorties relatives des plus âgés, ce qui atténue l'effet négatif sur les embauches. Cependant, le solde « entrée-sortie » reste, au total, moins favorable aux 50-59 ans qu'aux 20-29 ans.

Enfin, l'activité d'exporter ne semble pas jouer sur les flux d'entrées et de sorties, d'une classe d'âge à l'autre. Le seul coefficient significatif estimé (à 10 %) va cependant plutôt dans un sens favorable aux seniors : les 50-59 ans entrent relativement plus souvent dans l'emploi dans les établissements exportateurs des secteurs du tertiaire.

78 Pour les 50-59 ans, les « entrées relatives » augmentent, puisque la composante spécifique à l'âge est positive. En revanche, leurs entrées « dans l'absolu » diminuent puisque l'effet total (somme de l'effet moyen et de la composante spécifique à l'âge) est négatif.

Tableau 4.24 : Flux d'emploi par âge (1998 à 2001)

MCGJ (coefficients multipliés par 100)

	Industrie					Services				
	Moy	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	Moy	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans
Entrées										
Innovation organisationnelle	-0,39** (0,07)	-0,11 (0,10)	0,07 (0,05)	0,04 (0,05)	0,00 (0,06)	-0,43** (0,09)	-0,13 (0,09)	-0,08 (0,06)	-0,01 (0,06)	0,23** (0,07)
Micro-ordinateur	1,15** (0,51)	3,39** (0,68)	-1,11** (0,35)	-1,09** (0,36)	-1,19** (0,43)	-1,32** (0,55)	1,15** (0,56)	0,06 (0,35)	-0,70* (0,37)	-0,52 (0,45)
Internet	5,96** (0,92)	3,36** (1,23)	0,89 (0,64)	-1,85** (0,66)	-2,40** (0,78)	1,62* (0,91)	2,09** (0,92)	0,86 (0,58)	-1,07* (0,61)	-1,88** (0,74)
Exportation	-3,18** (0,65)	-0,42 (0,86)	0,12 (0,45)	0,67 (0,46)	-0,37 (0,55)	-0,15 (1,33)	-1,65 (1,35)	-0,17 (0,86)	-0,21 (0,89)	2,03* (1,09)
Sorties										
Innovation organisationnelle	-0,19 (0,15)	-0,22** (0,09)	-0,01 (0,05)	0,08 (0,05)	0,15** (0,07)	-0,22** (0,15)	-0,30** (0,09)	0,00 (0,06)	-0,03 (0,06)	0,33** (0,08)
Micro-ordinateur	3,38** (1,07)	0,83 (0,63)	-0,33 (0,37)	-0,46 (0,37)	-0,04 (0,49)	-0,44 (0,94)	-1,13** (0,55)	0,58 (0,36)	0,56 (0,37)	-0,01 (0,49)
Internet	4,46** (1,94)	0,88 (1,15)	2,24** (0,68)	0,56 (0,67)	-3,68** (0,90)	1,77 (1,56)	0,55 (0,92)	-0,17 (0,60)	-0,04 (0,61)	-0,34 (0,81)
Exportation	-4,66** (1,36)	0,80 (0,80)	-0,69 (0,47)	0,01 (0,47)	-0,12 (0,63)	1,65 (2,29)	0,37 (1,34)	-0,43 (0,88)	-0,50 (0,89)	0,56 (1,19)
Nombre d'observations	4 308					4 971				

Notes : 1. Les coefficients $\hat{\theta}$ donnés par cette table sont calculés à partir des coefficients $\hat{\beta}$ des variables ORGA, ORDI, INTERNET et RATEX issus des estimations jointes par les MCQG des équations de probabilités d'entrée et de sortie d'un établissement. Pour simplifier la lecture, les coefficients présentés ont été multipliés par 100. Ils s'interprètent comme des écarts, en points de pourcentage, entre les parts d'entrants (resp. de sortants) dans les établissements qui utilisent les dispositifs et ceux qui ne les utilisent pas.

2. Les coefficients présentés pour les flux d'embauche (colonne « Moy ») sont les moyennes pour chaque variable des coefficients d'entrée des travailleurs :

$$\hat{\theta}_{ORGA}^{EMBAUCHE} = \frac{1}{4} (\hat{\beta}_{28-29,ORGA}^{EMBAUCHE} + \hat{\beta}_{30-39,ORGA}^{EMBAUCHE} + \hat{\beta}_{40-49,ORGA}^{EMBAUCHE} + \hat{\beta}_{50-59,ORGA}^{EMBAUCHE})$$

La méthode est identique pour les coefficients de sortie.

Les coefficients présentés pour les classes d'âge au sein d'un type du flux sont nets de l'effet moyen :

$$\hat{\theta}_{40-49,ORGA}^{EMBAUCHE} = \hat{\beta}_{40-49,ORGA}^{EMBAUCHE} - \hat{\theta}_{ORGA}^{EMBAUCHE}$$

3. Les variables de contrôle utilisées sont les parts de chaque classe d'âge dans l'emploi l'année précédente, les salaires bruts horaires relatifs, l'intensité capitalistique, la productivité apparente du travail (toutes ces variables sont mesurées l'année précédente), le secteur (nomenclature NES 36), la taille d'entreprise (6 indicatrices) et d'établissement (5 indicatrices), l'âge de l'entreprise (4 indicatrices) et de l'établissement (5 indicatrices), et l'année d'observation.

4. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les estimations qui sont significatives à 5% sont signalées par **, celles significatives à 10%, par *.

6 Conclusion

Les estimations à partir des données des enquêtes COI et REPONSE montrent que l'innovation (informatisation, internet et dispositifs innovants d'organisation du travail) semble biaisée en défaveur des salariés âgés. Ce biais se traduit par une part plus faible des classes d'âge les plus âgées dans les effectifs des établissements « innovants », dans l'industrie comme dans le tertiaire. Cela se vérifie aussi bien parmi les plus qualifiés (cadres et professions intermédiaires) que parmi les moins qualifiés (ouvriers et, dans certains cas, employés), même si les différents dispositifs innovants jouent parfois de façon inégale sur les différentes catégories. Le lien entre changements organisationnels et structure par âge s'observe ainsi plutôt parmi les cadres dans l'industrie, et plutôt parmi les ouvriers dans les services. Enfin, les plus âgés rentrent relativement moins souvent dans l'emploi dans les établissements très informatisés, et en sortent relativement plus quand des dispositifs innovants d'organisation du travail sont en place.

Ces résultats restent de nature descriptive et doivent s'interpréter comme des corrélations, et non comme des causalités. Néanmoins, nous contrôlons plusieurs autres déterminants potentiels de la demande de travail par âge. Ceci nous permet d'écarter certaines explications alternatives du lien entre innovation et structure par âge de la main-d'œuvre. En particulier, les résultats sur les flux permettent d'écarter la causalité inverse et le recours accru au *downsizing* comme explications uniques aux corrélations observées. Les estimations en différence contrôlent de l'hétérogénéité inobservée entre les entreprises. Au total, même s'ils ne permettent pas de conclure à un lien causal de l'innovation sur la productivité des salariés âgés, nos résultats confortent l'idée d'une obsolescence accrue des qualifications, associée à l'utilisation de nouvelles technologies ou de nouvelles formes d'organisation du travail. Cette obsolescence diminuerait la productivité des salariés les plus âgés, relativement à celle des plus jeunes. Notons que ce travail ne permet pas, formellement, d'inférer la productivité relative des salariés âgés relativement aux plus jeunes. Il indique seulement que cette dernière est plus

faible dans les établissements « innovants ». La diffusion des nouvelles technologies et des changements organisationnels aurait donc un impact négatif sur les perspectives d'emploi des seniors.

Certains de nos résultats contribuent néanmoins à nuancer ce constat pessimiste. D'une part, l'impact des changements organisationnels sur l'âge n'apparaît pas uniforme. La décentralisation des pouvoirs de décision semble plutôt bénéfique aux salariés expérimentés. Elle est associée à une part plus élevée de salariés âgés, et la diffusion de cette pratique peut donc être positive pour l'employabilité des seniors. D'autre part, l'ouverture à l'international (mesurée par la part du chiffre d'affaire réalisée à l'exportation) ne semble avoir qu'un effet marginal sur la structure par âge des effectifs et des flux d'emploi. De plus, si effet il y a, il ferait plutôt appel aux compétences des salariés expérimentés, et serait donc favorable aux plus âgés, au détriment des très jeunes.

Une question importante soulevée par ces résultats est la nature transitoire ou permanente du biais technologique jouant en défaveur des salariés âgés. En effet, les implications en terme de politique économique diffèrent si les innovations techniques et organisationnelles jouent de façon permanente en défaveur des plus âgés ou si elles ont un impact transitoire qui ne dure que le temps qu'ils s'habituent à leur nouvel environnement de travail. Dans le second cas, on devrait revenir, dans les années à venir, vers une situation plus favorable aux salariés âgés. Dans le premier cas, il semble important de favoriser la formation tout au long de la vie afin de permettre aux salariés de faire face aux évolutions de leur environnement de travail. La réflexion sur la nature transitoire ou permanente du biais technologique mérite donc d'être approfondie.

Conclusion

Plusieurs questions doivent être posées au terme de ces travaux. Quelles conclusions tirer sur la demande de travailleurs âgés par les entreprises ? Quelles recommandations de politique publique formuler ? Quelles voies de recherche approfondir pour mieux comprendre le rôle de la demande de travail dans le faible taux d'emploi des seniors ?

Commençons par les principaux enseignements à retenir. Notre conclusion principale concerne le ratio salaire / productivité. Nos résultats relativisent l'idée largement répandue selon laquelle les seniors seraient « trop » payés et que la demande de travail serait diminuée pour cette raison. Plusieurs observations, développées principalement dans les chapitres 2 et 3, vont dans ce sens. Premièrement, il n'existe pas d'observation solide prouvant l'existence de rigidités dans le processus de formation du salaire selon l'âge. Près d'un quart des évolutions de salaire horaire d'une année sur l'autre pour les salariés restant dans leur établissement sont négatives, ce qui montre que des ajustements à la baisse des salaires sont possibles pour les employeurs. Le profil des salaires moyens après 50 ans, plus pentu en France que dans la plupart des autres pays de l'OCDE, serait de plus dû à ce qui se passe dans le haut de la distribution des salaires, où les contraintes de nature institutionnelle sont rares. Ce profil s'expliquerait en partie par des primes élevées pour les seniors partant en retraite, qui constitueraient une partie non négligeable des salaires moyens après 50 ans. Deuxièmement, les profils relatifs du

coût salarial et de la productivité selon l'âge seraient similaires, du moins jusqu'à 55 ans. Les salaires plus élevés des seniors seraient bien « compensés » par des gains de productivité. La situation est moins claire après 55 ans, où la productivité semble légèrement diminuer, même si la marge d'incertitude de nos résultats ne permet pas de conclure à un écart coût salarial / productivité significatif. Troisièmement, l'observation du lien empirique entre salaire relatif et part dans l'emploi ne conclut pas à une corrélation négative. Les seniors sont à l'inverse plutôt plus nombreux dans l'emploi des établissements où ils sont relativement plus payés que les jeunes. Ils sont de même relativement moins nombreux parmi les sorties de l'emploi dans ces établissements.

Cependant, il existe bien des facteurs de fragilité liés aux compétences des seniors. Ces dernières seraient moins complémentaires que celles des plus jeunes avec les nouvelles technologies et les organisations du travail innovantes, introduites progressivement au cours des vingt dernières années. Le chapitre 4 montre en effet que les salariés de plus de 50 ans, voire de 40, sont moins nombreux dans les établissements « innovants » et y ont des flux d'emploi relativement moins favorables que les plus jeunes, dans toutes les catégories de qualification et dans l'industrie comme dans les services. Ce résultat suggère que l'augmentation de la productivité jusqu'à 55 ans, observée dans le cas général, pourrait se faire au prix d'une éviction de l'emploi de certains seniors les moins productifs ou dont les compétences seraient plus « obsolètes ». Dans la mesure où la demande de travail ne s'ajuste pas totalement et uniquement *via* les salaires, et où les différents types de compétence des salariés ne sont pas totalement substituables entre eux, un rythme accru d'innovation dans l'économie pourrait diminuer les perspectives d'emploi des seniors.

Enfin, notre analyse suggère un problème d'allocation des salariés âgés en France dans les entreprises et les secteurs en déclin. Les résultats du premier chapitre montrent en effet l'importance des aspects dynamiques, et notamment du vieillissement de la main-d'œuvre en place, pour expliquer la part des seniors dans l'emploi. Ces derniers se retrouvent, mécaniquement, dans les secteurs et les entreprises qui ont massivement embauchés dans le passé, plutôt que dans les secteurs dynamiques dont l'emploi

augmente fortement au cours de la période contemporaine. S'ils sont donc avantagés sur le court terme, dans la mesure où c'est plutôt sur les jeunes en contrats temporaires que se portent les ajustements conjoncturels de la main-d'œuvre, les seniors en paient le prix sur le long terme : une partie de leurs difficultés d'emploi vient de ce qu'ils sont plus souvent chez des employeurs qui, structurellement, détruisent plus d'emplois.

Qu'en conclure en termes de politique économique ?

Les conclusions précédentes écartent *a priori* les politiques publiques visant à jouer sur le coût salarial des seniors. D'une certaine manière, cette conclusion semble naturelle, compte tenu du fait que la principale « contrainte » institutionnelle sur les salaires est représentée par le SMIC, et joue donc moins souvent pour les seniors, dont les salaires sont plus élevés. Nos résultats suggèrent en tout cas qu'une politique de type abaissement de charges pour les seniors ne devrait pas inciter les entreprises à les embaucher sensiblement plus souvent qu'elles ne le font actuellement, et créerait surtout des effets d'aubaine.

Les deux enseignements concernant le problème d'allocation des salariés âgés dans des secteurs d'activité en déclin et de faible complémentarité entre leurs compétences et diverses innovations soulignent plutôt l'importance de tout ce qui peut favoriser la mobilité et l'adaptabilité des seniors. La formation à tout âge des salariés pourrait ainsi être un levier important pour combattre les difficultés des seniors sur le marché du travail, en leur permettant à la fois de s'adapter aux changements technologiques et de se réorienter vers les secteurs les plus porteurs. Les efforts récents pour promouvoir la « formation tout au long de la vie » (comme, par exemple, le droit individuel à la formation institué par la loi sur la formation professionnelle et le dialogue social du 13 mai 2004) vont dans ce sens.

Si l'on confronte nos résultats sur le profil croissant de la productivité selon l'âge aux *a priori* exprimés par de nombreux employeurs dans certaines enquêtes (cf. introduction), il semble que les seniors pâtissent également de stéréotypes négatifs concernant leur productivité. Lutter contre ces stéréotypes pourrait conduire, à terme, à augmenter les embauches de salariés après 50 ans. Cela peut passer, par exemple, par des campagnes de communication de grande ampleur, à l'instar de celles qui ont été effectuées dans plusieurs pays d'Europe du Nord, tels que la Finlande.

Quelles voies pour continuer ?

Les travaux développés dans cette thèse ont permis d'éclairer certains déterminants de la demande de travail, liés notamment à la problématique du coût salarial et de la productivité. Ils sont bien évidemment loin de faire le tour de tous les aspects. Plusieurs voies de recherche devraient être explorées pour mieux comprendre et permettre d'influer sur la demande de travailleurs âgés par les entreprises.

La première porte sur la *formation* des seniors, dont nous avons vu qu'elle s'impose comme un moyen d'augmenter la mobilité des seniors et l'adaptation de leurs compétences aux nouvelles technologies. Deux questions se posent plus particulièrement. D'une part, quel est l'impact réel de la formation continue sur la productivité et la mobilité des seniors ? Cette question se pose en fait pour l'ensemble des salariés. La littérature générale sur la formation continue des salariés peine en effet à bien estimer les rendements, en termes de capital humain, parce qu'il est difficile de bien contrôler la sélection des salariés qui reçoivent des formations. D'autre part, pourquoi les seniors ne mettent-ils pas « naturellement » à jour plus souvent leurs compétences, *via* des formations plus fréquentes ? La question ne se pose pas uniquement dans le cas des entreprises innovantes. Les résultats de Behaghel (2004) montrent en effet qu'il n'y a pas un défaut particulier de formation des seniors dans ces entreprises : elles tendent à former davantage tous leurs salariés, sans distinction d'âge. La problématique est donc plutôt de bien comprendre ce qui détermine la diminution, largement observée,

des taux d'accès à la formation continue à partir de 45 ans dans l'ensemble des entreprises (Aubert, 2004).

Cette problématique souligne l'intérêt de mieux étudier également le rôle de *l'horizon d'activité*. Ce dernier peut jouer un rôle essentiel dans la décision de formation, puisqu'il détermine l'horizon de retour sur l'investissement en capital humain. Plus généralement, comprendre les mécanismes par lesquels l'horizon d'activité joue sur la demande de travail est primordial du point de vue de la politique économique, afin d'anticiper les effets que pourraient avoir des réformes touchant l'âge de cessation d'activité (réformes touchant par exemple les préretraites, le chômage en Dispense de Recherche d'Emploi ou la durée de cotisation pour liquider ses droits à la retraite à taux plein). On peut imaginer plusieurs voies pour étudier l'effet de l'horizon d'activité sur l'accès à la formation ou la demande de travail : soit en utilisant la variabilité entre secteurs et entre firmes concernant l'âge moyen de sortie de l'emploi après 50 ans, soit en exploitant la variabilité individuelle sur la distance à l'âge de la retraite à taux plein ⁽⁷⁹⁾.

Une troisième voie à explorer est celle de la discrimination. Elle viserait à établir si les stéréotypes à l'encontre des seniors diminuent significativement leurs chances de retour à l'emploi, comme nous en avons formulé l'hypothèse précédemment. Ce domaine d'étude permettrait de savoir s'il est possible d'augmenter les taux d'emploi des seniors *via*, par exemple, une communication accrue des pouvoirs publics sur la productivité des salariés âgés. Comme nous le signalions en introduction, l'approche par la discrimination n'est cependant pas aisée, car il est difficile de contrôler tous les déterminants de la

79 Cette dernière voie a récemment été explorée par Hairault et al. (2007). Leurs résultats suggèrent que le taux d'emploi des seniors non encore éligibles au système de retraite serait plus élevé lorsque la distance à l'âge du « taux plein » est plus élevée.

demande de travail propres aux seniors, et donc de comparer ces seniors aux salariés plus jeunes « à caractéristiques égales »⁽⁸⁰⁾.

Enfin, une dimension sur laquelle des travaux supplémentaires sont encore nécessaires est celle des coûts et modalités d'ajustement de la main-d'œuvre selon l'âge. Nous nous y sommes intéressés dans le chapitre 1, en montrant, par le biais des corrélations intra entreprises entre niveau d'emploi et part des classes d'âge dans les effectifs, que les ajustements à court terme se faisaient plus souvent sur la main-d'œuvre jeune que sur la main-d'œuvre âgée. Certains travaux dans la littérature économique portent également sur ce thème, notamment ceux sur les effets de la contribution Delalande (Bommier, Magnac et Roger, 2001 ; Behaghel, Crépon et Sédillot, 2005). Plusieurs hypothèses formulées dans cette thèse restent néanmoins à tester en pratique, notamment l'idée que, lorsqu'une entreprise doit diminuer drastiquement sa main-d'œuvre, il est moins « coûteux » pour elle de faire un plan de préretraite qu'un plan de licenciement portant sur toutes les classes d'âge. Il serait pour cela intéressant de suivre les caractéristiques des salariés concernés par les mouvements de main-d'œuvre des établissements, en distinguant les mouvements « habituels », de faible amplitude, des plans d'embauches ou de licenciements massifs.

80 Une méthode pourrait consister à chercher des *proxies* qui ne peuvent être corrélés à l'emploi des seniors que par le biais des *a priori* des employeurs. Une source de données telle que les DADS permet par exemple de repérer les chefs d'établissements et d'en connaître quelques caractéristiques, telle que leur âge. Cette approche a cependant, elle aussi, des limites, puisque les conclusions dépendent fortement des hypothèses faites sur le lien entre les caractéristiques retenues et les stéréotypes des chefs d'entreprises. Dans notre exemple, un employeur âgé peut avoir autant d'*a priori* sur les compétences des seniors qu'un employeur jeune, et un employeur jeune peut souhaiter ne pas employer de seniors pour d'autres raisons que ses anticipations sur leurs compétences.

Bibliographie

Abraham K. et J. Medoff (1980), « Experience, Performance and Earnings », *Quarterly Journal of Economics* 95, Décembre 1980 : 703-36

Ananian S. et P. Aubert (2007), « Nouvelles technologies, changements organisationnels et structure par âge dans les entreprises : un réexamen avec l'enquête REPONSE », *Economie et Statistique* n°397, pp.21-35

Anglaret D. (2003), « Moins de préretraites en 2001 : les dispositifs de cessation anticipée d'activité publics ou conventionnels », *Premières Synthèses*, n° 3.1, janvier 2003, Dares.

Anglaret D. et Cancé R. (2002), « Le papy boom renforce l'activité des séniors », *Premières Synthèses*, n° 15.2., avril 2002, Dares.

Anglaret D. et Massin M. (2002), « Les pré-retraites : un outil important de la gestion des âges dans les entreprises », *Premières Synthèses*, n° 45.1, novembre 2002, Dares.

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

Aubert P. (2003b), « Les quinquagénaires dans l'emploi salarié privé », *Economie et Statistique*, n°368, pp.65-94

Aubert P. (2004), « La formation continue des salariés âgés dans les entreprises françaises : une revue de la littérature », note de la division MSE, N° 26/G230/PA/CE

Aubert P (2005), "Les salaires des seniors sont-ils un obstacle à leur emploi ?", INSEE, *Les salaires en France*, Insee - Référence, Edition 2005, pp.41-52.

Aubert P., D. Blanchet et D. Blau (2005) « Le marché du travail après 50 ans : éléments de comparaison franco-américaine », in Insee, *L'économie française : comptes et dossiers*, Insee - Référence, Edition 2005-2006, pp.93-123

Aubert P., E. Caroli et M. Roger (2006), « New Technologies, Organisation and Age: Firm-Level Evidence », *The Economic Journal*, 116 (February) F73-F93

Aubert P. et Crépon B. (2003a), « La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation », *Economie et Statistique*, n° 368, pp.95-119

Aubert P. et Crépon B. (2003b), « Âge, salaire et productivité : la productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ? », document de travail n°G2003/06 de la Direction des Études et Synthèses Économiques, Insee.

D'Autume A, J.-P. Betbèze et J.-O. Hairault (2005), Les seniors et l'emploi en France, Rapport du conseil d'analyse économique, La Documentation française, Paris

Bartel A. et Sicherman N (1993), "Technological Change and Retirement Decisions of Older Workers", *Journal of Labor Economics*, 11(1), pp. 162-83.

Bauer Thomas et Stefen Bender (2004), "Technological Change, Organizational Change and Job Turnover", *Labour Economics*, 11(3), pp. 162-83

Becker G. (1975), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis*, NBER: New-York

Beckmann, M. (2004). “Age-biased technological and organizational change: firm-level evidence for West Germany”, mimeo, University of Munich

Behaghel L. (2004), *Le rôle de la demande de travail dans le faible emploi des travailleurs âgés en France*, Thèse de doctorat, Université de Marne-la-Vallée.

Behaghel L., B. Crépon et B. Sédillot (2005), "Contribution Delalande et transitions sur le marché du travail", *Economie et Statistique*, n°372, pp.61-88

Behaghel L. et Greenan N. (2005), "Training and Age-Biased Technical Change: Evidence from French Micro-Data", Document de Travail CREST, 2005-06.

Berman E., Bound J. et Griliches Z (1994), "Changes in the Demand for Skilled Labor within US Manufacturing : Evidence from the Annual Survey of Manufactures", *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), pp. 367-397.

Biscourp P., Crepon B., Heckel T. et Riedinger N (2002), "How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach", *Economie et Statistique* n°355-356, pp. 3-20.

Biscourp P. et N. Fourcade (2003), « Peut-on mettre en évidence l’existence de rigidités à la baisse des salaires ? Un examen à partir de données individuelles », *Document de travail de la DESE*, G2003/09

Biscourp P., O. Dessy et N. Fourcade (2005), « Les salaires sont-ils rigides ? Le cas de la France à la fin des années 1990 », *Economie et Statistique*, n°386, pp.59-79

Black S. et Lynch L (2001), "How to Compete: "The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity", *Review of Economics and Statistics*, 83(3), pp. 434-45.

Blanchet D. et Monfort J.-A. (1996), « L’âge et la durée de retraite depuis 50 ans », *Insee Première*, n° 448.

Blanchflower D. et Burgess A (1997), "New Technology and Jobs: comparative evidence from a two-country study", *Economics of Innovation and New Technology*, 6(1/2).

Blöndal S., S. Field et N. Girouard (2002), « Investment in Human Capital Through Post-Compulsory Education and Training: Selected Efficiency and Equity Aspects », Economics Department Working Paper n°333

Bommier A., Magnac Th. et Roger M. (2001), « L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite », *mimeo*

Bommier A., Magnac Th. et Roger M. (2001a), « Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques », *mimeo*

Bommier A., Magnac Th. et Roger M. (2001b), « Quels sont les effets des modifications des systèmes de retraite sur les taux d'activité des travailleurs âgés ? », *Revue Française d'Économie*, vol. 16, n° 1, pp. 79-124.

Bommier A., Magnac Th. et Roger M. (2003), « Le marché du travail à l'approche de la retraite entre 1982 et 1999 : évolutions et évaluations », *Revue Française d'Économie*, vol. 18, n° 1, pp. 23-82.

Borghans L. et Ter Weel B (2002), "Do Older Workers Have More Trouble Using a Computer than Younger Workers?", in A. de Grip, J. van Loo and K. Mayhew eds: "The Economics of Skills Obsolescence", *Research in Labor Economics*, vol. 21, pp. 139-73.

Bresnahan T., Brynjolfsson E. et Hitt L (2002), "Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm Level Evidence", *The Quarterly Journal of Economics*, 117(1), pp. 339-76.

Burricand C. et Roth N. (2000), « Les parcours de fin de carrière des générations 1912-1941 : l'impact du cadre institutionnel », *Économie et Statistique*, n° 335, pp. 63-79.

Caroli E (2001), "Organizational Change, New Technologies and the Skill Bias: What do we Know?", in P. Petit et L. Soete eds: *Technology and the Future of European Employment*, Edward Elgar, pp. 259-92.

Caroli E. et Van Reenen J (2001), "Skill biased organizational change? Evidence from a panel of British and French establishments", *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), pp. 1449-92.

Commission Européenne (2003), *Employment in Europe 2003*, Département de l'Emploi et des Affaires Sociales.

Conseil d'orientation des retraites (2001), *Retraites : renouveler le contrat social entre les générations – Orientations et débats*, Premier rapport du conseil d'orientation des retraites, La Documentation française, Paris

Conseil d'orientation des retraites (2004), *Retraites : les retraites en France et à l'étranger. Le droit à l'information des assurés*, Second rapport du conseil d'orientation des retraites, La Documentation française, Paris

Conseil d'orientation des retraites (2007), *Retraites : questions et orientations pour 2008*, Quatrième rapport du conseil d'orientation des retraites, La Documentation française, Paris

Coudin E. (2006), « Projections de population active 2006-2050 : Des actifs en nombre stable pour une population de plus en plus âgée », *Insee Première* n°1092, juillet

Crépon Bruno, Thomas Heckel et Nicolas Riedinger (2003), "Computerization, Organizational Change and Productivity: Microeconomic Evidence for France", CREST mimeo.

Crépon B., Deniau N. et Perez-Duarte S. (2003), « Productivité et salaire des salariés âgés », *Revue Française d'Économie*, vol. 18, n° 1, pp. 157-185.

Dangerfield O. (1999), « L'âge de liquidation des droits à la retraite », *Études et Résultats*, n° 22, Drees.

De Grip A. et Van Loo J (2002), "The Economics of Skills Obsolescence: a Review", in A. de Grip, J. van Loo et K. Mayhew eds, "The Economics of Skills Obsolescence", *Research in Labor Economics*, vol. 21, pp. 1-26.

Frank, R. and Hutchens, R. (1993) « Wages, Seniority and the Demand for Rising Consumption Profile », *Journal of Economic Behavior and Optimization*, vol.21, 251-276.

Friedberg L (2003), "The impact of Technological Change on Older Workers: Evidence from Data on Computer Use", *Industrial and Labor Relations Review*, 56(3), pp. 511-29.

Galtier B. (2000), « Temps partiel et fin de carrière : un bilan des dispositifs », Annexe E, in Dominique Taddei, *Retraite choisies et progressives*, Rapport pour le Conseil d'Analyse Économique, n° 21, pp. 175-191.

Gautié, J. (2002), « Déstabilisation des marchés internes et gestion des âges sur le marché du travail : quelques pistes », *Document de travail du CEE* n°15

Gautié J. (2004), « Les marchés internes du travail, l'emploi et les salaires », *Revue Française d'Economie*, 18(4), pp.33-63

Givord P. (2002), « Prévoir les taux d'activité après 55 ans : un exercice difficile », *Économie et Statistique*, n° 355-356, pp. 105-121.

Gollac, M., Greenan N. et Hamon-Cholet S. (2000), "L'informatisation de l'"ancienne" économie: nouvelles machines, nouvelles organisations et nouveaux travailleurs ", *Economie et Statistique*, N°339-340, pp. 171-201.

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.

Greenan N. (2003), "Organizational Change, Technology, Employment and Skills: an Empirical Study of French Manufacturing", *Cambridge Journal of Economics*, 27(2), pp. 287-316.

Griliches Z. et Mairesse J. (1997), « Production Functions: The Search for Identification », Working paper 9730, Crest.

Gruber J. et Wise D (2004), *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, University of Chicago Press.

Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth (2007), « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors », *Economie et Statistique*, n°397, pp. 51-68

Harris M. et B. Holmstrom (1982), « A Theory of Wage Dynamics », *Review of Economic Studies*, 49:315-333

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.

Heckman J (2000), "Policies to foster human capital", *Research in Economics*, 54(1), pp. 3-56.

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.

Hellerstein J. Et D. Neumark. (2004), « Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set », *NBER Working Paper*, n° 10325.

Heywood J, Ho L. et Wei X (1999), "The Determinants of Hiring Older Workers: Evidence from Hong-Kong", *Industrial and Labor Relations Review*, 52(3), 1999, pp. 444-59.

Insee (2001), « Fin de carrière et départ à la retraite », in *L'Économie française, édition 2001-2002*, pp.120-134, Le Livre de Poche, collection *références*.

Insee (2005) « Les salaires selon l'âge », Fiche 11 in *Les salaires en France*, Insee - Référence, Edition 2005, pp.110-111

Insee-Liaisons sociales-Dares (1996), « Entre l'emploi et la retraite », Dossiers thématiques n° 5.

Janod V. (2002), "Changement Organisationnel, Qualifications et Croissance", Thèse de Doctorat, Université Paris-I.

Janod V. et Saint-Martin A. (2004), "Measuring the Impact of Work Reorganization on Firm Performance: Evidence from French manufacturing 1995-1999", *Labour Economics*, 11(6), pp. 785-98.

Jolivet A. (2001), « Vieillesse, salaire et demande de salariés âgés », *Travail et Emploi*, n° 88, pp. 65-82.

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.

Koubi M. (2003), « Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000 », *Economie et statistique*, n°369-370, pp. 149-171

Lainé F. (2003), « Les seniors et la formation continue : un accès en général limité mais avec de grandes différences selon les situations professionnelles », *Premières Synthèses*, n° 12.1, mars 2003, Dares.

Lazear E. (1979), « Why is there a Mandatory Retirement? », *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1261-1284.

Loewenstein G. et N. Sicherman (1991), "Do Workers Prefer Increasing Wage Profiles", *Journal of Labor Economics*, 9:67-83

Mac Donald G. (1982), « A Market Equilibrium Theory of Job Assignment and Sequential Accumulation of Information », *American Economic Review*, 72, pp. 1038-1055.

Mahieu R. et Sédillot B. (2000), « Microsimulation of the Retirement Decision: A Supply-Side Approach », document de travail n° G2000/07 de la Direction des Études et Synthèses Économiques, Insee.

Mahieu R. et Sédillot B. (2001), « Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude », *Économie et Prévision*, n° 149, pp. 87-101.

Maurin E., D. Thesmar et M. Thoenig (2003), « Mondialisation des échanges et emploi : le rôle des exportations », *Économie et Statistique*, n°363, pp.33-46.

Mincer J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, N.Y., Columbia University Press.

Minni C. et A. Topiol (2002), « Les entreprises se préoccupent peu du vieillissement démographique », *Premières Synthèses* (Dares), Avril, n°15.1

Monso O. et Tomasini M. (2003), « Le vieillissement dans les entreprises : faire face aux innovations technologiques », *Premières Synthèses*, n° 09.2, février 2003, Dares.

Observatoire des discriminations (2006), *Baromètre des discriminations 2006*

OCDE (2000), « Le vieillissement de la population active dans les pays de l'OCDE », in *Perspectives de l'emploi* (Chapitre 4), Paris

OCDE (2005), « France - Ageing and Employment Policies », OECD Press: Paris

Okba M., Olier L., Salzmann B., Savary A. et Zaidman C. (2000), « Les dispositifs de cessation d'activité : état des lieux et évolutions souhaitables », in Dominique Taddei, *Retraites choisies et progressives*, Rapport pour le Conseil d'Analyse Économique, n° 21, pp. 95-121.

Quintreau B. (2001), *Dynamique de la population active et emploi : la gestion prévisionnelle des âges l'horizon 2010*, Journal Officiel de la République Française du 31 octobre 2001

Richet-Mastain L. et Brunet F. (2002), « L'âge des salariés joue surtout à l'embauche », *Premières Synthèses*, n° 15.3, avril 2002, Dares.

Richet-Mastain L. (2003), « Les établissements à main-d'œuvre qualifiée plus attentifs à la gestion prévisionnelle des effectifs selon l'âge », *Premières Synthèses*, n° 29.1, juillet 2003, Dares.

Robert-Bobee I. (2006), « Projections de population pour la France métropolitaine à l'horizon 2050 : La population continue de croître et le vieillissement se poursuit », *Insee Première* n° 1089, juillet

Schöne, P. (2004). "New technologies, new work practices and the age structure of the workers: correlates or causality?", *mimeo*, Institute for Social Research, Oslo

Taddei D. (2000) *Retraites choisies et progressives*, Rapport au conseil d'analyse économique n°21, La Documentation française, Paris, 2000

Van Reenen J. (1997), "Technological Innovation and Employment in a Panel of British Manufacturing Firms", *Journal of Labor Economics*, 15(2), pp. 255-284.

Volkoff S., A.F. Molinié et A. Jolivet (2000), *Efficaces a tout âge ? Vieillesse démographique et activités de travail*, Centre d'Etudes de l'Emploi, Dossier n°16.

Weinberg B. (2002), "New Technologies, Skills Obsolescence and Skill Complementarity", in A. de Grip, J. van Loo and K. Mayhew eds: "The Economics of Skills Obsolescence", *Research in Labor Economics*, vol. 21, pp. 101-118.

Index des tableaux

Tableau 1.1 : Décomposition toutes choses égales par ailleurs des poids des quinquagénaires dans l'emploi des établissements	33
Tableau 1.2 : Corrélations entre niveaux de l'emploi et poids des classes d'âge dans les effectifs dans la dimension « intra-entreprise » (en écart à leur niveau habituel sur la période 1994-2000).....	38
Tableau 1.3 : Coefficient du taux de temps complet relatif	44
Tableau 1.4 : Décomposition comptable de la part des 50-54 ans en 2000	50
Tableau 1.5 : Décomposition comptable de la part des 55-59 ans en 2000	51
Tableau 1.6 : Contribution du « mouvement de main-d'œuvre » au sein de chaque catégorie de qualification.....	52
Tableau 1.7 : Évolution de l'emploi global et des cohortes de quinquagénaires entre 1995 et 2000	56
Tableau 1.8 : Part des quinquagénaires dans les embauches.....	61
Tableau 1.9 : Poids des quinquagénaires dans les licenciements.....	62
Tableau A : Décomposition toutes choses égales par ailleurs des poids des quinquagénaires dans l'emploi.....	72
Tableau B : Décomposition toutes choses égales par ailleurs du mouvement de main-d'œuvre des quinquagénaires entre 1995 et 2000.....	75
Tableau 2.1 : Ecart moyen de salaire horaire entre une classe d'âge et la classe d'âge directement inférieure	80
Tableau 2.2 : Part des classes d'âge dans les effectifs et écarts de salaire.....	108
Tableau 2.3 : Corrélation "toutes choses égales par ailleurs" des salaires relatifs avec les parts dans l'emploi.....	109
Tableau 2.4 : Corrélation "toutes choses égales par ailleurs" des salaires relatifs cinq ans auparavant avec les parts dans l'emploi et les mouvements de main-d'œuvre au cours des cinq dernières années	111
Tableau 2.5 : Corrélation "toutes choses égales par ailleurs" des salaires relatifs avec les parts des classes d'âge dans les embauches et les sorties de l'emploi.....	113
Tableau 3.1 : Estimation de la fonction de production dans la dimension « inter-entreprises ».....	137
Tableau 3.2 : Estimation de la fonction de production dans la dimension « intra-entreprises ».....	138
Tableau 3.3 : Estimation de la fonction de production en différence première par la méthode des moments généralisés (MMG).....	141
Tableau 3.4 : Estimation des équations de coût salarial en différence première par la méthode des moments généralisés.....	144
Tableau 4.1 : Utilisation croisée des nouvelles technologies.....	175
Tableau 4.2 : Répartition des entreprises selon le nombre de pratiques innovantes d'organisation du travail.....	177
Tableau 4.3 : Corrélation entre les différentes pratiques innovantes technologiques et d'organisation du travail.....	177
Tableau 4.4 : Coefficient de corrélation entre les indicateurs d'innovation et les parts dans la masse salariale.....	178
Tableau 4.5 : Coefficient de corrélation entre les indicateurs d'innovation et les parts dans les jours travaillés	178
Tableau 4.6 : Coefficient de corrélation entre les indicateurs d'innovation et les flux d'entrées et de sorties	179
Tableau 4.7 : Parts salariales des classes d'âge - 1998	181

Tableau 4.8 : Parts dans le total des jours travaillés - 1998	182
Tableau 4.9 : Parts salariales par catégories d'âge et de qualification - 1998	185
Tableau 4.10 : Parts dans les jours travaillés par catégories d'âge et de qualification - 1998	186
Tableau 4.11 : Flux d'entrées et de sorties de l'emploi, par classe d'âge	190
Tableau 4.12 : Corrélations entre les différentes pratiques innovantes (en niveau).....	195
Tableau 4.13 : Corrélations entre les différentes pratiques innovantes (en différence)	195
Tableau 4.14 : Coefficients de corrélation entre les indicateurs d'innovation et les parts dans la masse salariale.....	196
Tableau 4.15 : Coefficients de corrélation entre les variations des indicateurs d'innovation et les variations des parts dans la masse salariale	196
Tableau 4.16 : Parts des classes d'âge dans la masse salariale	198
Tableau 4.17 : Parts dans la masse salariale par catégories d'âge et de qualifications - 1998.....	201
Tableau 4.18 : Différences des parts dans la masse salariale par catégories d'âge et de qualifications – 1995 - 1998.....	204
Tableau 4.19 : Nombre d'observations dans les échantillons	210
Tableau 4.20 : Part des classes d'âge dans les effectifs (1998).....	212
Tableau 4.21 : Parts des classes d'âge et des catégories socioprofessionnelles dans les effectifs (1998)	215
Tableau 4.22 : Part des classes d'âge dans les effectifs (1998).....	219
Tableau 4.23 : Parts des classes d'âge et des catégories socioprofessionnelles dans les effectifs (1998)	221
Tableau 4.24 : Flux d'emploi par âge (1998 à 2001)	225

Index des illustrations

Figure I.1 : Taux d'activité des hommes et des femmes en France par classe d'âge quinquennal	13
Figure I.2 : Taux d'activité des seniors, en France et dans plusieurs pays de l'OCDE en 2005	13
Figure 1.1 : Part des quinquagénaires dans l'emploi par secteur	29
Figure 1.2 : Poids des quinquagénaires selon l'année de création de l'établissement	30
Figure 1.3 : Poids des quinquagénaires selon la taille de l'établissement	30
Figure 1.4 : Poids des quinquagénaires par région	31
Figure 1.5 : Pyramide des âges et intensité capitaliste	35
Figure 1.6 : Pyramide des âges et productivité apparente du travail	35
Figure 1.7 : Pyramide des âges en 1995 et croissance de l'emploi entre 1995 et 2000	36
Figure 1.8 : Part des plus de 50 ans parmi les emplois non qualifiés, qualifiés et très qualifiés dans certains secteurs atypiques	40
Figure 1.9 : Taux de temps partiel des hommes par secteur	42
Figure 1.10 : Temps partiel et taille d'établissement	43
Figure 2.1 : Profils des salaires par âge dans plusieurs pays de l'OCDE	81
Figure 2.2 : Salaires bruts horaires moyens, par classe d'âge et sexe	91
Figure 2.3 : Salaires bruts horaires moyens, par classe d'âge et catégorie de qualification	92
Figure 2.4 : Salaires bruts horaires moyens par classe d'âge, sexe et statut (cadre/non cadre)	93
Figure 2.5 : Distribution des salaires horaires selon l'âge	94
Figure 2.6 : Profil de salaire relatif : moyenne et médiane	95
Figure 2.7 : Effet de l'âge sur le salaire relatif annualisé, net des effets de cohorte et de date	97
Figure 2.8 : Distribution des gains individuels de salaire horaire d'une année sur l'autre, par classe d'âge	99
Figure 2.9 : Etirement vers le haut de la distribution des gains salariaux annuels lorsqu'on inclut les salariés quittant leur établissement	103
Figure 2.10 : Gains individuels de salaires et taux de sortie des établissements selon l'âge	104
Figure 2.11 : Décomposition de la rémunération moyenne des salariés de 20 à 66 ans	105
Figure 3.1 : Profil de coût salarial et de productivité selon l'âge, par secteur	146