

Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels

Un réexamen à partir de l'enquête Reponse

Sévane Ananian et Patrick Aubert*

L'adoption par les entreprises d'innovations technologiques (micro-ordinateur, internet), de changements organisationnels ou leur ouverture au marché international posent la question de l'adaptation des travailleurs âgés (seniors) : les entreprises concernées évincent-elles plus souvent ou non les seniors de leur main-d'œuvre ?

L'analyse du stock d'emploi en 1998 confirme l'hypothèse d'un biais de ces changements défavorable aux seniors. Dans l'industrie comme dans le tertiaire, les établissements plus informatisés ou aux pratiques organisationnelles innovantes emploient relativement moins de seniors. Cela se vérifie dans l'ensemble aussi bien pour les plus qualifiés (cadres et professions intermédiaires) que pour les moins qualifiés (ouvriers et employés).

Le lien causal entre innovation et emploi des plus âgés est, de par sa complexité, difficile à mettre en évidence. L'analyse des flux d'emplois entre 1998 et 2001 conforte cependant l'idée que l'innovation aggrave l'obsolescence des qualifications. En jouant à la fois sur les embauches et les sorties d'emploi, la diffusion des nouvelles technologies aurait bien un impact négatif sur l'emploi des seniors.

Ce constat doit être nuancé : certains changements organisationnels comme la décentralisation des pouvoirs de décision ainsi que l'ouverture à l'international faisant appel à des salariés expérimentés seraient de ce fait plus favorables aux plus âgés qu'aux plus jeunes.

* Au moment de la rédaction de cet article, Sévane Ananian était stagiaire et Patrick Aubert chargé d'études dans la Division Marchés et Stratégies d'Entreprise de l'Insee (e-mail : patrick.aubert@insee.fr).

Ce travail s'inscrit dans le cadre du projet « Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels » mené avec Ève Caroli et Muriel Roger (convention DARES-Cepremap). Les auteurs remercient la DARES pour son soutien financier.

Ils remercient également pour leurs remarques et suggestions Thomas Amossé, Didier Blanchet, Sébastien Roux, Alexandre Vincent, les deux rapporteurs anonymes de la revue, ainsi que les participants aux séminaires de la division « Marchés et Stratégies d'Entreprise » et du Département des Études Économiques d'Ensemble, au séminaire Recherche de l'Insee, au séminaire Fourgeaud et au groupe de travail de la mission « Économie numérique » du Ministère de l'Économie et des finances.

L'emploi des travailleurs âgés est un sujet de préoccupation important dans l'ensemble des pays de l'OCDE. Parallèlement au phénomène de vieillissement de la population, dû à l'importance relative des cohortes d'âge issues des naissances d'après guerre, on assiste à un déclin du taux d'emploi des plus de 50 ans. Ce déclin a touché d'abord les 60-64 ans : dans l'Union européenne, ce taux est passé pour les hommes de cet âge de 60 % en 1974 à 36 % en 2005 (15 % en France). Il s'est étendu ensuite aux 55-59 ans dans la première moitié des années 1980. En France, le taux d'emploi masculin dans cette classe d'âge chute de 15 points entre le début et le milieu des années 1980, pour se stabiliser à 65 %. Ce double mouvement, âge moyen croissant de la population et chute du taux d'emploi des plus âgés, est au cœur du problème de financement des retraites.

En réponse à cette situation, les pays européens se sont fixé l'objectif, adopté au sommet européen de Stockholm (2001), de faire remonter les taux d'emploi des travailleurs ayant entre 50 et 64 ans de 40 % à 50 % d'ici 2010. En France, la décision de repousser progressivement la durée de cotisation pour atteindre 41,75 annuités d'ici 2020 se situe dans cette perspective. Néanmoins une telle mesure ne pourra être efficace que si elle est suivie effectivement par une remontée du taux d'emploi des plus âgés et, en particulier, s'il existe une demande de travail suffisante de ces travailleurs par les entreprises.

Une demande plus faible de travailleurs âgés ?

Les études ont pendant longtemps insisté sur l'insuffisance de l'offre de travail de la part des seniors (1). Dans le cas français, la mise en place de nombreux dispositifs de cessation anticipée d'activité (préretraites) a également contribué à diminuer l'offre de travail dès 55 ans. En revanche, les analyses consacrées à la demande sont plus rares et plus récentes. Pourtant une faible demande de la part des entreprises pourrait également expliquer, au moins en partie, le faible taux d'emploi des travailleurs âgés. C'est d'autant plus vrai que plusieurs évolutions récentes ont pu modifier le comportement d'emploi des entreprises dans un sens qui leur serait défavorable : diffusion massive des nouvelles technologies (informatisation et développement d'internet) ; restructurations internes dans les firmes (avec l'adoption de dispositifs d'organisation du travail « innovants ») ; mondialisation

des échanges (impliquant une pression concurrentielle accrue sur les entreprises) (2).

De nombreuses études empiriques soulignent l'ampleur de ces évolutions et leur biais en faveur du travail qualifié.

Dans un contexte de concurrence accrue par la mondialisation des échanges, les entreprises des pays développés ont augmenté leur utilisation de technologies innovantes, au premier rang desquelles l'informatique et les technologies de réseaux (notamment internet). Afin d'accompagner ces changements, de nombreux dispositifs d'organisation du travail qualifiés d'« innovants » ont également été mis en place. Ces dispositifs incluent par exemple l'organisation en centres de profits, l'analyse de la valeur, les démarches qualité totale, le juste à temps producteur ou fournisseur. En France, leur développement a en outre été facilité par les négociations visant à intégrer la législation sur la réduction du temps de travail (Askenazy, 2002). La plupart des études empiriques mettent en évidence une complémentarité entre le capital humain et les technologies ou les dispositifs organisationnels innovants. Le développement de ces dernières s'est donc accompagné d'une diminution de la demande de travail non qualifié, aussi bien dans le cas des changements technologiques (voir Chennells et Van Reenen (2002) pour une revue de la littérature) qu'organisationnels (voir par exemple Caroli et Van Reenen (2001) dans les cas français et britanniques).

Parallèlement, l'ouverture croissante des firmes à l'international s'est également traduite par une moindre demande de travail non qualifié. Cette modification de la demande va au-delà de la spécialisation des pays du Nord dans les secteurs intensifs en travail qualifié, prévue par la théorie traditionnelle du commerce international (modèle « Heckscher, Ohlin et Samuelson »). L'ouverture à l'international semble en effet modifier la structure par qualification de l'emploi au sein même des entreprises. Dans les entreprises françaises, l'activité d'exporter s'accompagne ainsi d'un renforcement significatif du niveau des qualifications des emplois dans les services de gestion et de développement commercial (Maurin, Thesmar et Thoenig, 2003).

1. En particulier, les effets incitatifs au départ à la retraite induits par les systèmes de retraite ont été largement étudiés (Gruber et Wise, 2004).

2. Ces évolutions ne représentent bien sûr qu'une partie des déterminants de la demande de travailleurs âgés. Pour une présentation plus complète de ces déterminants, voir Aubert (2003 et 2004), Behaghel (2004), Aubert, Caroli, Roger (2006b).

Du biais vers la qualification au biais contre l'âge

L'âge et la qualification sont deux dimensions étroitement liées : les salariés des différentes classes d'âge se distinguent à la fois par leur formation initiale et par leur expérience, qui sont les deux sources de capital humain. Compte tenu du biais vers la qualification des évolutions décrites précédemment, on peut s'interroger sur la manière dont elles modifient la demande de travail par âge. L'impact théorique reste ambigu. Les changements technologiques et organisationnels, tout comme l'ouverture à l'international, étant biaisés vers les niveaux de qualification élevés, ils sont susceptibles d'être favorables aux travailleurs âgés, qui sont en moyenne plus expérimentés et plus qualifiés (3). Néanmoins, ces évolutions pourraient également accélérer l'obsolescence des qualifications, en n'étant biaisées que vers certains types de compétences récentes (par exemple, la connaissance de l'informatique pour les changements technologiques, ou les connaissances en marketing ou en langues étrangères pour l'ouverture à l'international). Dans ce cas, ces changements diminueraient la demande de travail relative des entreprises en salariés âgés.

Cette dernière hypothèse semble confirmée dans l'industrie, selon Aubert, Caroli et Roger (2006). Toutes choses égales par ailleurs (4), les salariés de plus de 40 ans sont en effet significativement moins nombreux dans les entreprises qui utilisent intensément l'informatique ou des dispositifs organisationnels innovants (5). Cette observation reste vraie aussi bien au sein des catégories les plus qualifiées (cadres et professions intermédiaires) que des moins qualifiées (ouvriers). La qualification ne protégerait donc pas les salariés âgés des effets négatifs des changements technologiques et organisationnels. Enfin, ces changements ont des conséquences sur la structure par âge des embauches aussi bien que des sorties de l'emploi. Les mécanismes sont cependant différents selon les deux types d'innovation : les changements organisationnels augmentent les sorties de l'emploi des plus âgés relativement aux plus jeunes, tandis que les changements technologiques diminuent plutôt la part des seniors dans les embauches.

Néanmoins, ces résultats ne sont *a priori* valides qu'en ce qui concerne l'industrie manufacturière, qui représente moins d'un tiers des emplois du secteur privé en France. De plus, ils ne prennent pas en compte l'ouverture des entreprises à l'international. Ils ne donnent donc

qu'une vision partielle, en termes sectoriels, de l'impact des innovations technologiques et organisationnelles sur l'emploi des seniors.

Cette étude se propose de compléter le diagnostic d'Aubert, Caroli et Roger en étendant le champ d'étude aux secteurs des services. L'ouverture à l'international des entreprises est par ailleurs prise en compte afin de préciser son impact sur la demande de travail par âge. Enfin, l'influence du changement organisationnel est précisée par l'examen du lien spécifique entre les différentes pratiques organisationnelles et la structure par âge de l'emploi (6). Cet examen sera effectué à partir de l'enquête *Reponse 98* qui fournit des informations relativement proches de celles de l'enquête COI pour des établissements industriels et tertiaires (cf. annexe 1 pour la présentation des données).

Une main-d'œuvre plus jeune dans les établissements innovants

La structure par âge est-elle différente dans les établissements selon qu'ils utilisent ou non des dispositifs innovants d'organisation du travail ou des nouvelles technologies ? Pour répondre à cette question, on régresse les parts de chaque classe d'âge dans les effectifs sur des indicatrices d'utilisation des dispositifs ou technologies innovantes (7) (cf. encadré 1).

3. Au sens où ils sont plus nombreux dans les catégories socio-professionnelles les plus qualifiées (Aubert, 2003).

4. C'est à dire en contrôlant du secteur, de la taille d'entreprise, des salaires relatifs moyens par classe d'âge, et des niveaux de la valeur ajoutée et des immobilisations (en logarithme).

5. Ces résultats sont obtenus à partir des informations de l'enquête Changement Organisationnel et Informatisation (COI). Cette enquête couvre plus de 4 000 entreprises dans l'industrie manufacturière en 1997.

6. Dans Aubert, Caroli et Roger (2006a et b), 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.

7. Plus précisément, nous utilisons quatre variables ORGA, ORDI, INTERNET et RATEX (cf. annexe 1). La variable ORGA mesure l'ampleur d'utilisation des pratiques organisationnelles innovantes. Il s'agit d'une somme d'indicatrices d'utilisation de 11 méthodes d'organisation. Sa moyenne est de 5,2 sur l'ensemble des établissements de l'échantillon. Les variables ORDI et INTERNET mesurent respectivement les taux d'utilisation du micro-ordinateur et d'internet dans l'établissement. Ces taux sont exprimés 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. En 1998, l'utilisation d'internet est moins répandue que celle de l'ordinateur : la variable INTERNET vaut en moyenne 0,09 sur l'ensemble de l'échantillon, contre 0,48 pour ORDI. Enfin, la variable RATEX capte l'ouverture à l'international d'une entreprise. Elle est définie comme la part du chiffre d'affaires total réalisée à l'exportation. Cette part vaut 13 % en moyenne, avec une forte variabilité sectorielle (par exemple, elle vaut 38 % dans l'industrie automobile, mais 0 % dans certains secteurs de services tels que l'immobilier et l'éducation-santé). Des statistiques descriptives plus détaillées sont présentées en annexe 1, tableaux A, B et C.

Encadré 1

INNOVATION ET STRUCTURE PAR ÂGE DES EFFECTIFS

On s'intéresse au lien entre innovation et âge de manière statique : on cherche à mettre en évidence à quelle structure par âge des effectifs est associé chacun des déterminants étudiés.

On régresse pour cela la part de chacune des classes d'âge dans les effectifs, en contrôlant d'autres caractéristiques des établissements, susceptibles de jouer sur la demande par âge.

$$S_{a,i} = \alpha_a + \gamma_{a,INNOV} \cdot INNOV_i + \gamma_{a,EX} \cdot RATEX_i + \gamma_{a,K} \ln\left(\frac{K}{L}\right)_i + \gamma_{a,Y} \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_i + \sum_{a' \in \{1, \dots, 4\}} \gamma_{a,a'} \ln(W_{a'})_i + \varepsilon_{a,i}$$

$S_{a,i}$ désigne ici la part de la catégorie d'âge a dans le total des jours travaillés (c'est-à-dire la part dans les effectifs en équivalent année travail).

La variable *INNOV* désigne le capital « innovant » de l'établissement, mesuré en 1998. En pratique, on utilise plusieurs variables, qui captent l'utilisation de technologies (micro-ordinateur, internet) et de pratiques organisationnelles nouvelles : *ORGA* mesure l'intensité du changement organisationnel mis en œuvre, *ORDI* est une indicatrice de l'ampleur de l'utilisation du micro-ordinateur dans l'établissement, et *INTERNET* une indicatrice de l'ampleur de l'utilisation d'internet (cf. annexe 1 pour la construction des variables). On ajoute également parmi les variables explicatives le taux du chiffre d'affaires à l'exportation (*RATEX*). On l'interprète comme un indicateur de l'ouverture de l'établissement à l'international.

Les autres variables sont l'intensité capitaliste (K/L , où K désigne le stock de capital fixe et L le total des effectifs dans l'entreprise, en équivalent année travail), la productivité apparente du travail (Y/L , où Y désigne la valeur ajoutée), ainsi que les salaires bruts horaires $W_{a'}$ de chacune des classes d'âge a' . Toutes ces variables sont prises en logarithme. On contrôle également le secteur (en nomenclature NES 36, soit 17 secteurs pour l'industrie-construction et 16 secteurs pour le tertiaire), la taille d'entreprise (six indicatrices) et d'établissement (cinq indicatrices), ainsi que l'âge de l'entreprise (quatre indicatrices) et de l'établissement (cinq indicatrices).

Estimation jointe de toutes les classes d'âge

Dans un même établissement, les parts des classes d'âge sont corrélées entre elles et somment à un. L'information pour l'une des classes d'âge est donc redondante, si on retient par ailleurs des restrictions raisonnables sur les coefficients (*homogénéité* de degré

$$\text{un, } \sum_{u=1}^m \alpha_u = 1 \text{ et } \sum_{u=1}^m \gamma_{u,u'} = 0 \quad \forall u' \in U = \{u = 1, \dots, m, Y, K\}$$

et *symétrie* des paramètres $\gamma_{u,v} = \gamma_{v,u} \quad \forall u, v \in U$).

On écarte donc une des classes d'âge, prise comme référence, et on estime simultanément les équations de parts dans les effectifs pour toutes les autres classes d'âge. Les coefficients de la classe d'âge de référence ($a = 1$) sont ensuite estimés grâce aux conditions d'homogénéité. Dans les contrôles, on considère le salaire

horaire de chacune des classes d'âge relativement à la classe de référence ($\ln(W_{a'} / W_1)_i$).

Les corrélations entre parts des classes d'âge se traduisent par des termes d'erreur stochastiques $\varepsilon_{a,i}$ potentiellement hétéroscédastiques. On prend en compte ce problème d'hétéroscédasticité en utilisant une méthode de moindres carrés quasi-généralisés (MCQG).

Un cadre structurel sous-jacent

Les équations estimées sont interprétées de manière descriptive. Elles indiquent, toutes choses égales par ailleurs, en quoi la structure par âge des effectifs est différente selon que les établissements utilisent ou non des technologies ou des dispositifs d'organisation innovants.

Elles peuvent également s'interpréter de manière plus structurelle, comme une forme réduite d'un modèle de demande de travail statique dérivé d'une équation de coût *translog*. Plus précisément, il s'agit d'un équilibre statique de court terme, les seuls facteurs flexibles étant les différents groupes de travailleurs. Les autres facteurs (capital fixe, capital d'« innovation ») sont considérés comme quasi fixes, c'est-à-dire qu'ils ne s'ajustent à leur niveau optimal qu'à long terme : seul leur niveau importe donc à court terme.

Sous ces hypothèses, c'est la part salariale des classes d'âge qu'il faut considérer comme variable dépendante, et non leur part dans les effectifs. De plus, il faut contrôler par le niveau du capital fixe et la valeur ajoutée et non par l'intensité capitaliste et la productivité du travail.

Cette approche est retenue par Aubert, Caroli et Roger (2006). Néanmoins, un problème récurrent est celui de l'hétérogénéité inobservée. Si cette hétérogénéité n'est pas prise en compte, l'interprétation structurelle des résultats est discutable. En d'autres termes, on ne peut pas déduire qu'une part plus faible de salariés âgés dans les établissements innovants résulte d'une demande de travailleurs âgés plus faible, puisque d'autres déterminants potentiels de la demande de travail ne sont pas pris en compte. Aubert, Caroli et Roger tentent de répondre à ce problème par une méthode de variables instrumentales, mais se heurtent à un problème d'instruments faibles. En l'absence de « bons » instruments, ils choisissent donc de présenter les résultats des estimations par la méthode des Moindres Carrés Quasi-Généralisés joints et d'interpréter les résultats comme des corrélations « toutes choses égales par ailleurs », et non comme des causalités. C'est également cette approche que nous retenirons ici. Pour centrer l'analyse sur l'aspect « emploi », nous choisissons de plus d'utiliser les parts dans les effectifs, plutôt que les parts salariales des classes d'âge (qui mêlent les deux aspects emploi et salaire).

En pratique, les résultats changent très peu selon qu'on utilise les parts dans les effectifs ou les parts dans la masse salariale. Cette robustesse suggère que c'est bien en termes d'emploi des seniors, plutôt qu'en termes de rémunérations, que les établissements innovants se distinguent des non-innovants.

Nos résultats confirment ceux d'Aubert, Caroli et Roger (2006), établis à partir de l'enquête *COI* pour les entreprises industrielles. Dans l'industrie manufacturière, la mise en œuvre de nouvelles pratiques organisationnelles est bien associée à une part plus forte de jeunes (30-39 ans). En revanche, on ne retrouve pas de résultat significatif pour les seniors (50-59 ans) (cf. tableau 1).

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*. Cette différence pourrait s'expliquer par la différence entre les variables mesurant l'utilisation du micro-ordinateur dans notre étude et celle utilisée par Aubert, Caroli et Roger (2006) (8).

Dans les services, le changement organisationnel semble également avantager les plus jeunes par rapport aux plus âgés. Il 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. 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 à une part plus faible de plus de 40 ans (significatif pour les 50-59 ans dans le tertiaire).

Les coefficients estimés pour les différents types d'innovation sont de grandeur comparable si l'on tient compte de la dispersion des indicateurs utilisés. Ainsi, une variation de l'indicateur égale à un écart-type se traduit par des écarts sur les parts des classes d'âge de 0,5 à un point de pourcentage, aussi bien pour l'utilisation d'internet que pour les changements organisationnels. L'amplitude de ces écarts peut sembler faible, mais ces derniers représentent des variations de 2 à 6 % des parts des classes d'âge si on les rapporte aux valeurs moyennes de ces parts dans l'échantillon. Si l'on tient compte de plus du fait que les entreprises adoptent souvent simultanément plusieurs types d'innovations, ces amplitudes sont loin d'être négligeables.

Ces résultats sont obtenus en contrôlant plusieurs caractéristiques observables des établis-

8. On mesure ici l'intensité de l'usage du micro-ordinateur par le pourcentage de salariés qui l'utilisent. Au contraire, Aubert, Caroli et Roger mesurent plutôt le caractère extensif de l'informatisation, c'est à dire le fait que son utilisation concerne plusieurs catégories socioprofessionnelles (la variable utilisée indique qu'au moins deux catégories différentes utilisent intensément l'ordinateur).

Tableau 1
Liens entre innovation et structure par âge des effectifs en 1998

	Industrie				Services			
	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59ans	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 d'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'établissements	1 274				1 523			

Lecture : coefficients estimés des variables ORGA (intensité du changement organisationnel), ORDI (ampleur de l'utilisation du micro-ordinateur dans l'établissement), INTERNET (ampleur de l'utilisation d'internet dans l'établissement) et RATEX (taux de chiffre d'affaires à l'exportation), 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 MCQG. 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. 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. Les écart-types corrigés de l'hétéroscédasticité sont donnés entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont marqués par **, ceux significatifs à 10 % par *. 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).

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).

Champ : établissements de 20 salariés ou plus dans les secteurs industriels et tertiaires, hors France Télécom et fonction publique.

Source : enquête Reponse 1998 (Dares), BRN et DADS 1998 (Insee).

sements, 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 sont par exemple plus nombreux dans les entreprises ou les secteurs plus anciens, qui ont beaucoup embauché dans le passé (Aubert, 2003).

Les résultats sont de plus robustes à un certain nombre de variantes sur la spécification, telles que 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 (9). Néanmoins, les résultats varient très peu selon qu'on contrôle ou non les salaires relatifs (seul le coefficient du changement organisationnel pour les 30-39 ans devient non significatif dans l'industrie) (les tableaux correspondants peuvent être obtenus auprès des auteurs).

Par ailleurs, les résultats ne changent pas lorsqu'on contrôle la variation des effectifs de l'établissement dans un passé récent (cf. annexe 2). 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 les 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 les établissements innovants.

Les innovations favorables aux jeunes quelle que soit la qualification

On peut se demander si ces déterminants jouent de manière similaire d'une catégorie profession-

nelle à l'autre. En d'autres termes, la plus faible part de travailleurs âgés dans les établissements innovants est-elle indépendante de leur qualification ? Ou bien le mécanisme sous-jacent est-il celui d'une demande de travail qualifié plus forte, qui aurait un impact sur les parts des classes d'âge du simple fait de la corrélation entre qualification et âge ? En particulier, le rôle de l'innovation sur l'emploi par âge des très qualifiés est ambigu. Les cadres et professions intermédiaires ayant un niveau de compétences plus élevé, le phénomène d'obsolescence des qualifications pourrait jouer surtout dans cette catégorie. Les travailleurs peu qualifiés auraient au contraire peu à perdre dans le cadre d'une obsolescence accrue des qualifications. Cependant, il faut une fois encore distinguer selon la nature de ces qualifications. Les compétences des cadres (par exemple, des compétences en management) peuvent être moins susceptibles de devenir obsolètes que celles détenues, par exemple, par les ouvriers (connaissances de l'utilisation de certaines machines, susceptibles d'être remplacées). On vérifie ces hypothèses en distinguant les salariés non plus seulement selon leur âge, mais également selon leur catégorie socioprofessionnelle (cf. tableau 2).

D'une manière générale, les innovations technologiques et organisationnelles semblent favorables aux plus jeunes, aussi bien parmi les plus qualifiés (cadres et professions intermédiaires) 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. Ce résultat confirme celui d'Aubert, Caroli et Roger (2006).

Le lien indépendant de l'âge constaté entre innovations et structure par qualification (cf. tableau 2) s'accorde avec la littérature économique sur le sujet. Les établissements utilisant l'ordinateur et internet comptent plus de cadres et moins d'ouvriers. Ils comptent également moins d'employés dans les services, mais ils en comptent plus dans l'industrie. La part des plus qualifiés n'est pas significativement différente selon que les établissements utilisent ou non des dispositifs innovants d'organisation du travail ;

9. D'après le modèle utilisé (cf. encadré 1), la spécification devrait inclure des variables de coûts salariaux relatifs exogènes, déterminés par l'équilibre du marché du travail dans le secteur et/ou la région de l'établissement. En pratique, les salaires observés dans l'établissement sont un proxy imparfait de ces coûts salariaux exogènes : ils peuvent être en partie endogènes, si l'innovation ou des caractéristiques inobservées corrélées à l'innovation jouent sur la formation des salaires.

en revanche, cette utilisation est associée à une part plus faible d'employés et une part plus forte d'ouvriers.

L'informatisation est défavorable à l'emploi des seniors, qualifiés ou non

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, qu'il s'agisse de

cadres-professions intermédiaires, d'ouvriers, ou d'employés dans l'industrie. Néanmoins, deux catégories font exception : les très qualifiés de moins de 30 ans et les ouvriers de plus de 50 ans (10).

Dans la catégorie des cadres et des professions intermédiaires, les jeunes (20-29 ans) sont relativement moins avantagés que les plus âgés dans les établissements qui utilisent intensément

10. Ces deux résultats contraires à l'intuition sont également observés par Aubert, Caroli et Roger (2006) à partir de l'enquête COI. Ils semblent donc robustes à un changement d'échantillon.

Tableau 2
Liens entre innovation et structure par âge et qualification en 1998

	Industrie					Services				
	Moyenne	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	Moyenne	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'établissements	1 274					1 523				

Lecture : 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 salariales des classes d'âge au sein des trois catégories professionnelles 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. 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 « Moyenne ») 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 : $\tilde{\gamma}_{ORGA}^{40-49,ouvriers} = \hat{\gamma}_{ORGA}^{40-49,ouvriers} - \tilde{\gamma}_{ORGA}^{ouvriers}$.

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

Champ : établissements de 20 salariés ou plus dans les secteurs industriels et tertiaires, hors France Télécom et fonction publique. Source : enquête Reponse 1998 (Dares), BRN et DADS 1998 (Insee).

l'informatique et internet (11). Ce résultat a de quoi surprendre : il est peut-être dû à un effet de composition. Cette catégorie compte en effet à la fois les cadres et les professions intermédiaires : il est possible que les cadres soient peu nombreux parmi les moins de 30 ans, du fait d'une entrée plus tardive dans la vie active. Le lien négatif entre l'innovation et la part des 20-29 ans très qualifiés pourrait alors concerner les professions intermédiaires et techniciens, plus que les cadres proprement dits.

Dans les entreprises très informatisées ou utilisant internet, les ouvriers âgés de 50 à 59 ans sont relativement moins désavantagés que ceux de 30 à 49 ans (12), ce qui semble contraire à l'idée d'un biais des technologies innovantes en défaveur des travailleurs âgés. Ce résultat indiquerait que les innovations technologiques favorisent à la fois l'embauche de salariés jeunes (13) et le maintien en activité d'un noyau de salariés plus anciens porteurs de savoir-faire spécifique à l'établissement. Le phénomène jouerait d'autant plus dans le cas des ouvriers de l'industrie que cette catégorie est beaucoup moins prédisposée à l'utilisation d'un micro-ordinateur que celle des cadres ou des techniciens qualifiés.

Ouverture à l'international : les plus âgés protégés par leur expérience ?

L'ouverture à l'international ne semble pas biaisée à l'encontre des travailleurs âgés (cf. tableau 1). À changement organisationnel et technologie donnés, l'expérience qui est l'apanage des travailleurs les plus âgés joue en leur faveur lorsque l'entreprise est ouverte à l'international.

Le lien s'avère plus faible dans les services que dans l'industrie (14) : ce résultat peut s'expliquer par le fait que, dans l'échantillon *Reponse 98*, les services sont beaucoup moins exportateurs que l'industrie. Le taux d'exportation moyen est de 24,5 % dans l'industrie et seulement 5,3 % dans les services. Dans ce dernier secteur, les exportations concernent de plus essentiellement les transports et, dans une moindre mesure, les services aux entreprises.

L'ouverture à l'international a-t-elle un lien avec la demande de travail par qualification ? Dans l'industrie, on n'observe pas de lien significatif entre exportation et structure par qualification des effectifs (cf. tableau 2). En revanche, dans les services, la part des cadres-professions intermédiaires est significative-

ment plus forte dans les établissements qui exportent beaucoup, indépendamment de l'âge des salariés.

Après contrôle de la qualification, le fait d'exporter ne modifie que marginalement la structure par âge des effectifs, et dans un sens plutôt favorable aux salariés les plus âgés. Dans le tertiaire, la différence entre les établissements exportateurs et les autres ne s'observe significativement que parmi les plus qualifiés (cadres et professions intermédiaires). À l'inverse, dans l'industrie, ce biais en faveur des plus âgés ne joue d'une manière significative que pour les ouvriers (en faveur des 40-49 ans).

L'innovation organisationnelle touche surtout les plus qualifiés dans l'industrie et les moins qualifiés dans le tertiaire

Les catégories les plus touchées par le changement organisationnel varient selon le secteur. Dans l'industrie, c'est surtout parmi les plus qualifiés (cadres et professions intermédiaires) que la structure par âge est modifiée (15), 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 clients et prestataires de services, particulièrement concernées par les innovations organisationnelles de nature

11. 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-professions intermédiaires et de la composante spécifique aux 20-29 ans parmi ces cadres-professions intermédiaires 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.

12. 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.

13. Et donc mieux formés à ces nouvelles technologies.

14. Dans les services, les 20-29 ans sont moins nombreux, mais ce résultat n'est significatif qu'à 10 %.

15. Ce résultat était déjà observé dans Aubert, Caroli et Roger (2006).

« ohniennes » (16). Cela concerne en particulier la catégorie des ouvriers, qui recense 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 de ce secteur (en manutention) doivent donc particulièrement s'adapter à ce nouveau régime. Cela peut conduire les employeurs à privilégier des salariés jeunes, qu'ils perçoivent comme plus aptes à réagir rapidement aux demandes des clients et à faire face à des situations de stress.

Dans l'industrie, le changement organisationnel touche au contraire en grande partie des salariés accomplissant des tâches situées en amont de la production. Dans la mesure où ce sont les cadres qui planifient encore 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.

Les pratiques organisationnelles ne sont pas toutes associées à la même structure par âge

Les résultats précédents soulignent un lien négatif entre part 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 résumée par un indicateur d'intensité unique. Cette mesure est construite comme la somme d'indicateurs d'utilisation de dispositifs distincts : cela 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 réclament tous les mêmes genres de compétences. Afin de tenir compte de différences éventuelles entre les divers types d'innovations, les estimations sont reconduites en y introduisant séparément les différents dispositifs organisationnels : décentralisation des pouvoirs au sein de l'établissement, méthodes de certification, juste à temps, organisation du travail en groupes autonomes.

Le juste à temps et l'organisation en équipes autonomes s'avèrent bien biaisés en défaveur des salariés âgés. Les méthodes de certification qualité, en revanche, ne semblent pas liées à la structure par âge de l'emploi (cf. tableau 3).

Ces résultats sont robustes à une prise en compte des qualifications. L'autonomie (17) 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. annexe 3). 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.

La décentralisation favorable aux seniors ?

La décentralisation des pouvoirs de décision dans un établissement est associée à une part de seniors dans les effectifs plus forte, aussi bien dans les services que dans l'industrie. Ce dispositif aurait donc un impact assez différent des autres dispositifs organisationnels : ce serait celui qui s'accorderait le mieux 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 (cf. tableau 3).

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. Prise individuellement, chacune de ces mesures est associée à une part plus élevée de salariés âgés (résultats non reproduits ici).

16. En référence à Taiichi Ohno, ingénieur japonais chez Toyota à l'origine des principales innovations organisationnelles. Le principe fondateur est d'adapter constamment la production à la demande de biens en organisant le processus de production de l'aval vers l'amont.

17. 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.

Ce résultat est également robuste à la prise en compte de la qualification (cf. annexe 3). Le lien le plus net s'observe pour les cadres-professions intermédiaires : dans cette catégorie, la décentralisation est associée à une main-d'œuvre plus âgée, quel que soit le secteur. C'est également le cas des ouvriers dans l'industrie et des 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 faible d'ouvriers (tous secteurs) et d'employés (tertiaire). Les dispositifs de décentralisation des pouvoirs de décision seraient particulièrement adaptés à un capital humain élevé, cette complémentarité s'exerçant plutôt dans le cas de compétences acquises avec l'expérience, et non pas de compétences plus formelles et récentes.

Une approche par les flux d'emplois

L'analyse précédente, portant sur le stock d'emplois en 1998, met en évidence le lien entre les changements (technologiques ou organisationnels) et la structure par âge de la main-d'œuvre. Il ne s'agit néanmoins que de corrélations. Ces résultats ne permettent donc ni de

conclure à un impact causal de l'innovation sur la demande de travail par âge, ni au fait que le lien s'explique par une obsolescence des qualifications.

En particulier, deux explications alternatives pourraient être envisagées. Il pourrait, d'une part, y avoir une *causalité inverse*. C'est le cas si le lien entre innovation et part plus faible des seniors dans les effectifs est dû au fait qu'une main d'œuvre plus jeune favorise l'adoption d'innovations dans l'entreprise. Notons que l'existence d'une causalité inverse ne remet pas en question, en soi, nos résultats concernant l'existence d'un biais des innovations en défaveur des salariés âgés. Si les nouvelles technologies ou le changement organisationnel accélèrent effectivement l'obsolescence des qualifications, alors les deux sens de causalités devraient être observés : l'innovation devrait impliquer une diminution de la demande de travailleurs âgés et une main-d'œuvre plus âgée devrait diminuer la probabilité d'adoption de dispositifs innovants. Le problème pour l'interprétation des résultats se pose, en revanche, s'il existe d'autres déterminants que l'innovation, ces déterminants n'impliquant qu'un seul sens de causalité, par exemple des préjugés à l'encontre des capacités d'adaptation des travailleurs âgés. Dans un tel cas, nos résultats sur le stock d'emploi en 1998 ne suffisent pas à prouver que les innovations sont effectivement biaisées en défaveur des seniors.

Tableau 3
Liens entre dispositifs organisationnel et technologique et structure par âge des effectifs en 1998

	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 d'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'établissements	1 274				1 523			

Lecture : les coefficients présentés correspondent au même type de régression que ceux présentés dans le tableau 1. Seule la variable ORGA est remplacée par les indicateurs DECEN, JATPS, QMETHCERT, et AUTON. Les écart-types corrigés de l'hétéroscédasticité sont donnés entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont marqués par **, ceux significatifs à 10 % par *. 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. 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.

Champ : établissements de 20 salariés ou plus dans les secteurs industriels et tertiaires, hors France Télécom et fonction publique.
Source : enquête Reponse 1998 (Dares), BRN et DADS 1998 (Insee).

D'autre part, l'innovation pourrait modifier la structure par âge de manière indirecte, indépendamment des liens entre innovation et qualifications des différentes classes d'âge. C'est le cas, par exemple, si les changements induisent des réductions d'effectifs, qui se portent en premier lieu sur les salariés âgés pour des raisons de coût d'ajustement. L'existence des systèmes de pré-retraite ou de la dispense de recherche d'emploi (DRE) peuvent ainsi rendre les séparations portant sur les seniors plus acceptables, et donc plus faciles à appliquer pour les entreprises (18).

On complète pour cela l'analyse précédente par une analyse des flux d'entrée et de sortie (cf. encadré 2). On examine les liens entre l'innovation ou l'ouverture à l'international et les taux d'entrée et de sortie de l'emploi pour chacune des classes d'âge. Ces résultats sont ensuite confrontés avec les hypothèses décrites précédemment. Cette confrontation permet de répondre, au moins en partie, aux deux explications alternatives précédentes : si l'innovation continue à avoir un impact sur la structure par âge des flux *après* sa mise en place, alors l'hypothèse de causalité inverse ne peut pas être l'unique explication au lien innovation-part des seniors puisque, dans ce cas, on n'observerait de lien significatif qu'*avant* la mise en place ; de même, si l'innovation modifie la structure par âge des *embauches*, et pas seulement celle des sorties de l'emploi, alors les réductions d'effectifs ne peuvent pas être le seul mécanisme explicatif de ce lien, puisqu'elles ne jouent, par nature, que sur les sorties de la main-d'œuvre.

L'innovation technique s'accompagne d'un *turnover* plus fort

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). En revanche, l'ouverture à l'international et l'innovation organisationnelle vont de pair avec un *turnover* plus faible : le changement organisationnel se traduit 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.

Changements organisationnels et innovations technologiques se traduisent par des flux défavorables aux seniors

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 d'Aubert, Caroli et Roger. 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 (19). 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 une séparation 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 (entrées moins sorties relatives) reste 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, mais cela ne suffit pas à compenser l'effet sur les embauches. Au total, le solde « entrée-sortie » est défavorable aux 50-59 ans, comparés aux 20-29 ans.

Enfin, le fait d'exporter ne semble pas jouer sur la structure par âge des flux d'entrée et de

18. Nous avons vu cependant que ce phénomène ne semble pas jouer de manière déterminante. Les résultats sur la structure par âge des effectifs restent en effet inchangés lorsqu'on contrôle des variations d'effectifs sur le passé récent.

19. 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.

ÂGE ET FLUX D'EMPLOIS

On s'intéresse à la part des entrants $P_{a,i,t}^{ENTREE}$ et des sortants $P_{a,i,t}^{SORTIE}$ dans chacune des classes d'âge à la date t . Les « entrants » désignent les salariés arrivant dans un établissement dans l'année. Les « sortants » désignent tous ceux qui le quittent, quelle que soit la raison (licenciement, départ volontaire, retraite, etc). On ne distingue donc pas les vraies entrées ou sorties de l'emploi de l'entreprise des mobilités en provenance ou vers d'autres établissements de la même entreprise. Néanmoins, en utilisant une méthodologie identique, Aubert *et al.* (2004) montrent que leurs résultats sont robustes à la restriction de l'échantillon aux seules firmes mono-établissement. La « part des entrants » (resp. des sortants) désigne donc le quotient du nombre $N_{a,i,t}^{ENTREE}$ de salariés d'âge a entrants

(resp. le nombre $N_{a,i,t}^{SORTIE}$ de sortants) dans les effectifs de l'établissement i au cours de l'année t sur le nombre total $N_{a,i,t}$ de salariés d'âge a travaillant dans l'établissement i au cours de l'année t .

On suppose que les décisions d'emploi des établissements sont prédéterminées à la date t . On contrôle donc le niveau des facteurs de demande et de la structure par âge des salariés à la date $t-1$. Les facteurs de demande sont les mêmes que ceux utilisés dans la modélisation des parts salariales (variables d'innovation et d'exportation, salaires relatifs, niveau du capital et de la valeur ajoutée). La spécification est donc ici :

$$\begin{aligned}
 P_{a,i,t}^{ENTREE} &= \alpha_a^{ENTREE} + \beta_{a,INNOV}^{ENTREE} \cdot INNOV_i + \beta_{a,K}^{ENTREE} \ln\left(\frac{K}{L}\right)_{i,t-1} \\
 &+ \beta_{a,Y}^{ENTREE} \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,t-1} + \sum_{a' \in \{2,3,4\}} \beta_{a,a'}^{ENTREE} \ln(W_a / W_{a'})_{i,t-1} + \beta_{a,RATEX}^{ENTREE} RATEX_{i,t-1} \\
 &+ \sum_{a' \in \{2,3,4\}} \beta_{a,SE}^{ENTREE} SE_{a,i,t-1} + \varepsilon_{a,i,t}^{ENTREE} \\
 P_{a,i,t}^{SORTIE} &= \alpha_a^{SORTIE} + \beta_{a,INNOV}^{SORTIE} \cdot INNOV_i + \beta_{a,K}^{SORTIE} \ln\left(\frac{K}{L}\right)_{i,t-1} \\
 &+ \beta_{a,Y}^{SORTIE} \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,t-1} + \sum_{a' \in \{2,3,4\}} \beta_{a,a'}^{SORTIE} \ln(W_a / W_{a'})_{i,t-1} + \beta_{a,RATEX}^{SORTIE} RATEX_{i,t-1} \\
 &+ \sum_{a' \in \{2,3,4\}} \beta_{a,SE}^{SORTIE} SE_{a,i,t-1} + \varepsilon_{a,i,t-1}^{SORTIE}
 \end{aligned}$$

avec

$$P_{a,i,t}^{ENTREE} = \frac{N_{a,i,t}^{ENTREE}}{N_{a,i,t}} \text{ et } P_{a,i,t}^{SORTIE} = \frac{N_{a,i,t}^{SORTIE}}{N_{a,i,t}}$$

$SE_{a,i,t-1}$ désigne la part des effectifs de la catégorie a à la date $t-1$. Les autres variables sont décrites dans l'encadré 1.

On décompose l'impact de chaque déterminant sur les entrées (resp. les sorties) en une composante moyenne, commune à toutes les classes d'âge, et une composante relative, propre à chaque classe. Les coefficients β peuvent donc se réécrire comme la somme de deux termes :

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

$$\beta_a^{SORTIE} = \theta^{SORTIE} + \theta_a^{SORTIE}$$

où θ^{ENTREE} et θ^{SORTIE} sont les moyennes des coefficients, sur l'ensemble des classes d'âge, dans les équations de part des entrants et de part des sortants.

Les effets moyens et les effets spécifiques à chaque classe d'âge sont donc définis comme :

$$\theta^{ENTREE} = \frac{\sum \beta_a^{ENTREE}}{4} \text{ et}$$

$$\theta_a^{ENTREE} = \beta_a^{ENTREE} - \frac{\sum \beta_a^{ENTREE}}{4}$$

où le nombre de classes d'âge est de quatre.

Les coefficients sont là encore estimés par les MCQG joints.

Une approche alternative aurait consisté à s'intéresser à la structure par âge des entrées et des sorties : on regarderait comment varient les parts de chaque classe d'âge parmi les entrants ou les sortants, selon que l'établissement utilise des technologies ou des dispositifs organisationnels innovants. Néanmoins, plusieurs raisons nous poussent à retenir plutôt l'approche par les taux d'entrants et de sortants au sein de chaque classe d'âge. D'une part, cette approche permet d'estimer à la fois une composante propre à l'âge et une composante moyenne, qui indique comment varie le taux d'entrants ou de sortants avec chaque type d'innovation. D'autre part, elle permet d'avoir des coefficients qui sont comparables pour les entrées et pour les sorties : on peut donc savoir quel est le solde net entrée-sortie associé à chaque variable d'innovation.

sortie. 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.

L'analyse séparée des flux d'entrée et de sortie année par année entre 1998 et 2001 donne des résultats moins nets que les résultats présentés dans le tableau 4, qui mélangent toutes les observations et fournissent un lien moyen entre innovation et flux d'emploi sur la période. Cela est dû en partie à des écarts-types plus élevés, du fait des échantillons plus petits, mais cela pourrait également traduire des variations dans le temps des effets des différents types d'innovation (les tableaux correspondants peuvent être obtenus auprès des auteurs).

En particulier, dans l'industrie, le lien entre changement organisationnel et sorties plus nombreuses des seniors semble croître avec le temps : il est pratiquement nul en début de période (1998) et est maximal en 2001. Cette observation ne se retrouve néanmoins pas dans les secteurs des services.

* *
*

Ces conclusions s'appuyant sur les données de l'enquête *Reponse* 1998 confirment donc les résultats de Aubert, Caroli, Roger (2006) pour l'industrie et les généralisent aux secteurs du tertiaire.

Nos résultats restent de nature descriptive. Ils s'interprètent comme des corrélations toutes

Tableau 4
Liens entre innovation et flux d'emploi par âge (1998-2001)

	Industrie					Services				
	Moyenne	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	Moyenne	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'établissements (année)	4 308					4 971				

Lecture : Les coefficients $\hat{\theta}$ donnés par cette table sont calculés à partir des coefficients $\hat{\beta}$ des variables ORGA, ORD, 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. 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 de flux sont nets de l'effet moyen : $\hat{\theta}_{40-49,ORGA}^{EMBAUCHE} = \hat{\beta}_{40-49,ORGA}^{EMBAUCHE} - \hat{\theta}_{ORGA}^{EMBAUCHE}$.

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. Les écart-types corrigés de l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les estimations qui sont significatives à 5 % sont signalées par **, celles significatives à 10 % par *. Dans l'industrie, toutes choses égales par ailleurs et quelle que soit la classe d'âge, la part des nouveaux entrants (salariés ne travaillant pas dans l'établissement l'année précédente) parmi les salariés d'une classe d'âge travaillant dans un établissement une année donnée est en moyenne de 1,15 point de pourcentage plus élevée dans les établissements où plus de 50 % des salariés utilisent un ordinateur (dans ce cas, la variable ORD vaut 1). Cette part est de 1,15+3,39 = 4,54 points plus élevée pour les nouveaux entrants de 20-29 ans, et de 1,15+(- 1,19) = - 0,04 points plus faible pour les nouveaux entrants de 50-59 ans.

Champ : établissements de 20 salariés ou plus dans les secteurs industriels et tertiaires, hors France Télécom et fonction publique.

Source : enquête Reponse 1998 (Dares), BRN et DADS 1998 (Insee).

choses égales par ailleurs, 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 âge de la main d'œuvre. En particulier, les observations sur les flux permettent d'écarter la causalité inverse (les entreprises comptant davantage de seniors sont moins enclines à s'engager dans des innovations) et le recours plus intense à des réductions d'effectifs *via* des départs en préretraites comme explications uniques aux corrélations observées.

Même s'ils ne permettent pas de conclure directement à un effet de l'innovation sur la productivité des salariés âgés, nos résultats confortent donc l'idée d'une obsolescence accrue des qualifications associée à l'utilisation de nouvelles technologies ou organisations du travail. Cette obsolescence diminuerait la productivité des plus âgés relativement à celle des plus jeunes. Cependant, nos résultats ne permettent pas formellement d'inférer les productivités relatives des salariés jeunes et âgés. Ils indiquent seulement que le rapport de productivité entre ces deux classes d'âge serait 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.

Nos résultats ne prétendent pas exclure d'autres explications du faible taux d'emploi des seniors en Europe. Ce dernier est un phénomène complexe, qui résulte de l'effet conjoint de plusieurs facteurs. Nous avons étudié un aspect particulier de la demande de travail, et montré qu'il semblait effectivement entrer en jeu et concourir au faible emploi des travailleurs âgés en France. Mais d'autres phénomènes peuvent également jouer. L'offre de travail, en particulier, a joué de manière importante, avec la mise en place il y a plus d'une vingtaine d'années de nombreux dispositifs de cessation anticipée d'activité.

Enfin, plusieurs résultats nuancent le constat dressé ici. D'une part, l'impact des changements organisationnels sur l'âge ne semble 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 ne semble avoir qu'un effet marginal sur la structure par âge des effectifs et des flux d'emploi : encore ferait-il plutôt appel aux compétences des salariés expérimentés, et serait donc favorable aux plus âgés, au détriment des très jeunes. □

BIBLIOGRAPHIE

Askenazy P. (2002), « La dynamique de l'innovation organisationnelle lors de la réduction du temps de travail : Évidence sur la France des années 90 », Couverture Orange Cepremap, n° 2002-10.

Aubert P., Blanchet D. et Blau D. (2005), « Le marché du travail après 50 ans : éléments de comparaison franco-américaine », in Insee, *L'économie française : comptes et dossiers*, Insee Référence, pp. 93-123.

Aubert P., Caroli E. et Roger M. (2006), « New Technologies, Organisation and Age: Firm-Level Evidence », *The Economic Journal*, vol. 116, pp. F73-F93.

Aubert P., Caroli E. et Roger M. (2004), « Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels », *miméo*, Dares.

Aubert P. et Crépon B. (2003), « La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation », *Économie et Statistique*, n° 368, pp. 95-119.

Aubert P. (2003), « La situation des quinquagénaires dans l'emploi salarié du secteur privé », *Économie et Statistique*, n° 368, pp. 65-94.

Aubert P. (2005), « Les salaires des seniors sont-ils un obstacle à leur emploi ? », in *Les salaires en France*, Insee Référence, pp. 41-52.

Bauer T. et Bender S. (2004), « Technological Change, Organizational Change and Job Turnover », *Labour Economics*, vol. 11, n° 3, pp. 265-292.

Behaghel L. (2004), « Le rôle de la demande de travail dans le faible emploi des travailleurs âgés en France. Politiques publiques et pratiques des entreprises », Thèse de doctorat, Université de Marne-la-Vallée.

Caroli E. et Van Reenen J. (2001), « Skill Biased Organisational Change? Evidence from a Panel of British and French Establishments », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, n° 1, pp. 339-376.

Chennells Lucy et Van Reenen J. (2002), « Has Technology Hurt Less Skilled Workers? An Econometric Study of The Effect of Technological Change on the Effect of Pay and Jobs », in Yannick L'Horty, Nathalie Greenan and Jacques Mairesse (eds), *Productivity Inequality and The Digital Economy*, Boston, MIT Press.

Crépon B., Heckel T. et Riedinger N. (2003), « Computerization, Organizational Change and Productivity: Microeconomic Evidence for France », *mimeo*, Crest.

Gruber J. et Wise D.A. (2004), « Social Security Programs and Retirement Around the World:

Micro-Estimation », *University of Chicago Press*.

Janod V. (2002), « Changements organisationnels, qualifications et croissance », Thèse de doctorat, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.

Maurin E., Thesmar D. et Thoenig M. (2003), « Mondialisation des échanges et emploi : le rôle des exportations », *Économie et Statistique*, n° 363, pp. 33-46.

Minni C. et Topiol A. (2004), « Les entreprises face au vieillissement de leurs effectifs », *Économie et Statistique*, n° 368, pp. 43-63.

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 (Ministère du Travail) 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.

On construit une 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.
- 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 en 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. Pratique dont l'intensité 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.

ORGA s'interprète comme un indicateur d'intensité. L'idée sous-jacente est que le changement organisationnel est d'autant plus important dans un établissement que ce dernier utilise un grand nombre de pratiques organisationnelles nouvelles.

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. Ce résultat est mis en évidence par une analyse en composantes multiples effectuée à partir des entreprises de l'enquête COI sur 13 dispositifs organisationnels proches de ceux que nous avons définis (Janod, 2002). Privilégier seulement une pratique ou un groupe de pratiques restreint pour mesurer le poids sur l'emploi du changement organisationnel est donc discutable. L'analyse montre aussi qu'il n'y a pas d'information redondante lorsque l'on utilise une variable de somme de dispositifs. Les pratiques ne sont pas colinéaires. La variable *ORGA* peut donc bien être considérée comme une variable d'intensité de l'innovation organisationnelle.

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 par Crépon, Heckel et Riedinger (2003).

- *DECEN* : agrège les variables indiquant la suppression de niveau hiérarchique, la définition du travail par des objectifs globaux, l'encouragement par l'employeur à la coopération directe de salariés 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 bénéficiaires réels normaux (BRN) et celles qui déclarent sous le régime d'imposition simplifié (RSI).

Les informations concernant le taux du chiffre d'affaires 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 uti-

lise 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 entière 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'affaires 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'affaires 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 %).

Les données concernant les effectifs, les parts salariales et les flux d'entrée et de sortie des établissements sont issues des déclarations annuelles de données sociales (DADS). Ces tables sont issues d'une formalité administrative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés. 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. Sur les périodes de temps étudiées, l'âge légal de départ à la retraite étant de 60 ans, la part de ces travailleurs dans les établissements était donc marginale. Les données sont disponibles non seulement pour la population totale au sein de chaque tranche d'âge, mais aussi pour les différentes catégories professionnelles qui les composent. Pour cette étude, on découpe ces catégories selon trois niveaux : les cadres et professions intermédiaires, les employés et les ouvriers. Ces catégories sont définies à partir de la catégorie socioprofessionnelle (CSP) en un chiffre. La première regroupe les cadres, ingénieurs, professions intermédiaires, techniciens et contremaîtres. Les employés correspondent au code cinq de la nomenclature de CSP, et les ouvriers au code six. Plus précisément, les catégories regroupent les CSP suivantes :

- Cadres et professions intermédiaires : Chefs d'entreprises, cadres et professions intellectuelles supérieures, professeurs et professions scientifiques, professions de l'information, des arts et du spectacle, cadres administratifs et commerciaux d'entreprise, ingénieurs et cadres techniques d'entreprise, professions intermédiaires de la santé et du travail social, professions intermédiaires administratives et commerciales d'entreprise, techniciens, contremaîtres.

- Employés : Agents de surveillance, employés administratifs d'entreprise, employés de commerce, personnels des services directs aux particuliers, stagiaires et apprentis employés.

- Ouvriers : Ouvriers qualifiés de l'industrie, ouvriers qualifiés de l'artisanat, chauffeurs, ouvriers qualifiés de la manutention du magasinage et du transport, ouvriers non qualifiés de type industriel, ouvriers non qualifiés de type artisanal, ouvrier agricole, apprentis ouvriers ou stagiaires ouvriers.

Enfin, les régresseurs incluent 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.

Les équations de structure par âge des effectifs sont estimées 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 parts de travailleurs entrants et sortants sont estimées en considérant les mouvements qui ont lieu entre 1998 et 2001. Cette méthode présente quelques inconvénients. Prendre les observations de trois années différentes risque d'augmenter le bruit dans les régressions. Un premier problème est lié au 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 fin 1998 et rien n'indique si les ajustements de main d'œuvre ont été entièrement effectués à cette date ou s'ils se poursuivent après. D'autre part, il se peut que des changements technologiques et organisationnels aient eu lieu après 1998, sur la période 1999-2001. Dans ce cas ils ne sont pas recensés dans *REPNONSE 98*. Cette approche peut donc introduire un biais puisque l'on considère alors comme non innovants des établissements qui ont mis en œuvre des technologies ou dispositifs organisationnels nouveaux entre 1999 et 2001. Toutefois, si biais il y a, il s'agit d'un biais d'atténuation. Il provient du fait que les établissements considérés à tort comme étant non innovants se comportent en fait, en termes de gestion des âges, comme des établissements innovants. Cela correspond à l'hypothèse que les seules erreurs de mesure concernent des établissements adoptant des innovations après 1998. En revanche, on considère qu'aucun établissement abandonne l'usage des technologies ou des dispositifs organisationnels innovants s'il les utilisait en 1998. On risque donc de sous-estimer les effets, mais pas de les inverser.

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.

Les DADS fournissent aussi les autres variables de contrôle utilisées dans toutes les régressions : l'âge et la taille de l'entreprise à laquelle appartient l'établissement, ainsi que son secteur d'activité.

Nous récapitulons les effectifs à chaque étape de l'apariement des trois tables dans le tableau A.

Des statistiques descriptives sont fournies par les tableaux B et C.

Tableau A

Nombre d'établissements de l'échantillon : impact des appariements

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

Lecture : au terme des appariements avec les fichiers BRN et DADS, le nombre d'établissements présents dans l'échantillon est de 1 523 contre 1 665 au départ. Ces 1 523 établissements correspondent à 4 971 observations d'établissements * année entre 1998 et 2001. Champ : établissements de 20 salariés ou plus dans les secteurs industriels et tertiaires, hors France Télécom et fonction publique. Source : enquête Reponse 1998 (Dares), BRN et DADS 1998 (Insee).

Tableau B

Structure de la main-d'œuvre (1998)

En %

	Industrie		Services	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Effectifs (en équivalent année – travail)	339	(784)	210	(400)
Structure d'âge de la main d'œuvre				
20-29 ans	17	(10,6)	24	(16)
30-39 ans	29	(10,4)	31	(10)
40-49 ans	31	(10,3)	27	(12)
50-59 ans	20	(10,8)	15	(10)
Structure par qualification				
Cadres et professions intermédiaires	30	(21)	37	(27)
Employés	8	(7)	37	(26)
Ouvriers	61	(23)	26	(30)
Structure par qualification et tranche d'âge				
20-29 ans				
Cadres et professions intermédiaires	24	(22)	29	(29)
Employés	11	(15)	44	(32)
Ouvriers	65	(26)	27	(33)
30-39 ans				
Cadres et professions intermédiaires	31	(23)	38	(29)
Employés	8	(8)	36	(28)
Ouvriers	61	(61)	26	(32)
40-49 ans				
Cadres et professions intermédiaires	31	(23)	41	(29)
Employés	9	(9)	34	(28)
Ouvriers	60	(25)	25	(31)
50-59 ans				
Cadres et professions intermédiaires	37	(24)	43	(41)
Employés	6	(8)	32	(29)
Ouvriers	57	(26)	25	(31)
Nombre d'établissements	1 274		1 523	

Lecture : en moyenne sur l'année, les établissements de notre échantillon ont un effectif de 339 salariés dans l'industrie et 210 dans les services. La part moyenne des 20-29 ans dans la main-d'œuvre est de 17 % dans l'industrie et 24 % dans les services. Champ : établissements de 20 salariés ou plus dans les secteurs industriels et tertiaires, hors France Télécom et fonction publique. Source : enquête Reponse 1998 (Dares), BRN et DADS 1998 (Insee).

Tableau C

Moyenne des variables d'intérêt par secteur, âge et taille d'entreprise (1998)

Variables	ORGA (1)	ORDI (1)	INTERNET (1)	RATEX (1)	Part des 50-59 ans (en %)
Moyenne	5,2	0,48	0,09	0,13	17,9
Taille					
20 à 49 salariés	4,5	0,42	0,08	0,05	19,0
50 à 99 salariés	4,7	0,38	0,08	0,09	15,9
100 à 199 salariés	4,9	0,41	0,09	0,12	16,8
200 à 499 salariés	5,3	0,48	0,09	0,15	17,2
500 à 999 salariés	5,5	0,55	0,11	0,15	18,5
1 000 salariés et plus	5,7	0,55	0,10	0,17	19,2
Année de création					
Avant 1960	5,0	0,51	0,08	0,14	21,0
Entre 1960 et 1979	5,2	0,45	0,07	0,14	17,5
De 1980 à 1989	5,2	0,50	0,12	0,13	16,9
1990 ou après	5,3	0,45	0,09	0,13	16,9
Secteurs					
Industries agricoles et alimentaires	6,3	0,41	0,07	0,17	16,9
Industrie des biens de consommation	6,0	0,46	0,12	0,24	18,2
Industrie automobile	7,8	0,43	0,06	0,38	21,8
Industries des biens d'équipement	6,4	0,55	0,14	0,34	20,7
Industries des biens intermédiaires	6,6	0,44	0,07	0,29	20,8
Énergie	5,5	0,72	0,06	0,08	23,7
Construction	5,3	0,32	0,06	0,02	22,8
Commerce	4,6	0,55	0,07	0,05	13,4
Transports	4,4	0,39	0,07	0,11	16,9
Activités financières	4,0	0,96	0,13	0,01	20,2
Activités immobilières	3,7	0,86	0,08	0,00	22,9
Services aux entreprises	4,5	0,63	0,24	0,07	16,3
Services aux particuliers	4,2	0,33	0,06	0,03	9,3
Éducation, santé, action sociale	3,8	0,29	0,04	0,00	18,3
Associations	3,1	0,65	0,16	0,00	18,2

1. Variables mesurant pour chaque établissement l'intensité d'utilisation respective des pratiques organisationnelles innovantes (ORGA), de l'utilisation de micro-ordinateur (ORDI), d'internet (INTERNET), et de l'importance de l'ouverture sur les échanges extérieurs (RATEX).

Lecture : dans l'ensemble des établissements de notre échantillon, la variable ORGA (nombre de dispositifs innovants d'organisation du travail mis en place) vaut en moyenne 5,2. Dans les établissements de 20 à 49 salariés, elle vaut en moyenne 4,5.

Champ : établissements de 20 salariés ou plus dans les secteurs industriels et tertiaires, hors France Télécom et fonction publique.

Source : enquête Reponse 1998 (Dares), BRN et DADS 1998 (Insee).

**IMPACT DES NOUVELLES TECHNOLOGIES ET DES DISPOSITIFS ORGANISATIONNELS
INNOVANTS SUR LES PARTS DES CLASSES D'ÂGE DANS LES EFFECTIFS**
SENSIBILITÉ DES ESTIMATIONS À LA PRISE EN COMPTE DE L'ÉVOLUTION DES EFFECTIFS
ENTRE 1994 ET 1997

Résultats des régressions des parts des classes d'âge dans les effectifs de l'année 1998, avec prise en compte de la variation des effectifs entre 1994 et 1997

	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	- 0,01 (0,14)	0,27 (0,14)	- 0,16 (0,14)	- 0,10 (0,14)	0,37** (0,17)	0,26** (0,13)	- 0,20 (0,13)	- 0,42** (0,12)
Utilisation de micro-ordinateur	0,56 (0,97)	0,68 (0,98)	- 0,91 (0,96)	- 0,32 (0,97)	- 1,04 (1,03)	0,61 (0,79)	0,04 (0,79)	0,39 (0,75)
Utilisation d'internet	0,52 (1,75)	3,77** (1,77)	- 3,48** (1,74)	- 0,81 (1,76)	- 0,28 (1,71)	4,00** (1,31)	- 0,31 (1,32)	- 3,41** (1,24)
Position sur le marché international	0,08 (1,27)	- 2,47* (1,28)	2,33 (1,26)	0,07 (1,27)	- 4,46* (2,50)	3,14 (1,91)	1,50 (1,92)	- 0,18 (1,81)
Variation des effectifs de 1994 à 1997 (en logarithme)	10,44** (1,00)	0,31 (1,01)	- 5,49** (0,99)	- 5,26** (1,01)	2,53** (0,65)	- 0,03 (0,50)	- 0,41 (0,50)	- 2,08** (0,47)
Productivité apparente du travail (en logarithme)	- 0,85 (0,63)	- 1,25** (0,63)	- 0,31 (0,62)	2,41** (0,63)	- 1,22** (0,49)	0,80** (0,37)	0,21 (0,38)	0,22 (0,35)
Intensité capitalistique (en logarithme)	- 0,45 (0,28)	- 0,17 (0,29)	0,36 (0,28)	0,27 (0,29)	0,16 (0,31)	0,01 (0,24)	- 0,05 (0,24)	- 0,12 (0,22)
Salaire relatif (en logarithme) Référence : 20-29 ans								
Des 30-39 ans	- 10,20** (2,35)	- 23,36** (2,37)	11,26** (2,34)	22,31** (2,36)	- 3,94 (2,56)	- 5,96** (1,96)	1,13 (1,97)	8,78** (1,86)
Des 40-49 ans	6,90** (2,05)	11,30** (2,07)	- 11,07** (2,04)	- 7,13** (2,07)	1,38 (1,94)	2,26 (1,49)	0,57 (1,50)	- 4,21** (1,41)
Des 50-59 ans	2,23 (1,24)	6,85** (1,25)	- 2,77** (1,24)	- 6,31** (1,25)	2,11* (1,26)	0,16 (0,96)	- 1,44 (0,97)	- 0,83 (0,91)
Taille de l'entreprise (indicatrices) Référence : 1 000 salariés et plus								
20 à 49 salariés	5,92** (1,74)	3,19 (1,75)	- 3,74** (1,73)	- 5,37** (1,75)	3,66** (1,58)	- 1,74 (1,21)	- 3,53** (1,22)	1,61 (1,15)
50 à 99 salariés	6,73** (1,45)	3,36** (1,47)	- 5,87** (1,45)	- 4,21** (1,46)	2,02 (1,35)	0,39 (1,03)	- 2,46** (1,04)	0,05 (0,98)
100 à 199 salariés	5,01** (1,21)	1,71 (1,21)	- 3,01** (1,21)	- 3,71** (1,22)	0,57 (1,31)	1,10 (1,01)	- 1,81* (1,01)	0,14 (0,95)
200 à 499 salariés	4,76** (0,92)	2,87** (0,93)	- 3,30** (0,92)	- 4,33** (0,93)	1,88* (1,09)	1,69** (0,84)	- 3,04** (0,84)	- 0,54 (0,79)
500 à 999 salariés	2,08** (0,92)	2,50** (0,92)	- 1,81** (0,91)	- 2,76** (0,92)	1,11 (1,15)	1,38 (0,88)	- 1,56 (0,89)	- 0,92 (0,84)
Taille de l'établissement (indicatrices) Référence : 1 000 salariés et plus								
Entre 20 et 49 salariés	- 3,02* (1,65)	- 0,86 (1,67)	1,24 (1,64)	2,65 (1,66)	- 6,60** (1,55)	5,61** (1,18)	2,22 (1,19)	- 1,23 (1,12)
Entre 100 et 199 salariés	- 2,90** (1,37)	1,57 (1,38)	2,08 (1,36)	- 0,74 (1,37)	- 1,09 (1,41)	3,02** (1,08)	0,33 (1,08)	- 2,26** (1,02)
Entre 200 et 499 salariés	- 2,70** (1,19)	2,34* (1,20)	0,45 (1,19)	- 0,09 (1,20)	1,51 (1,46)	1,95* (1,12)	- 1,29 (1,12)	- 2,18** (1,06)
Entre 500 et 999 salariés	- 3,00** (0,93)	0,38 (0,93)	1,69* (0,92)	0,93 (0,93)	0,42 (1,33)	1,66 (1,02)	- 0,26 (1,03)	- 1,82* (0,97)
Année de création de l'entreprise (indicatrices) Référence : 1990 et après								
Avant 1959	3,70** (1,55)	1,57 (1,57)	- 3,34** (1,54)	- 1,93 (1,56)	- 2,89 (1,75)	0,12 (1,34)	- 0,85 (1,35)	3,62** (1,27)
Entre 1960 et 1979	2,58** (1,25)	1,81 (1,26)	- 1,34 (1,24)	- 3,05** (1,25)	0,25 (1,35)	3,79** (1,03)	- 3,03** (1,04)	- 1,01 (0,98)
Entre 1980 et 1989	3,31** (1,01)	0,47 (1,02)	- 2,46** (1,00)	- 1,32 (1,01)	1,81 (1,16)	1,63 (0,89)	- 2,41** (0,89)	- 1,03 (0,84)

	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
Année de création de l'établissement (indicatrices)								
<i>Référence : 1995 et après</i>								
Avant 1959	- 6,44** (1,70)	- 4,31** (1,72)	5,20** (1,69)	5,55** (1,71)	- 1,18 (1,96)	0,12 (1,50)	2,54* (1,51)	- 1,49 (1,42)
Entre 1960 et 1979	- 1,90 (1,40)	- 0,63 (1,41)	- 0,63 (1,39)	3,16** (1,41)	- 5,75** (1,68)	- 3,72** (1,29)	5,29** (1,30)	4,18** (1,22)
Entre 1980 et 1989	- 3,45** (1,08)	- 0,44 (1,08)	1,51 (1,07)	2,38** (1,08)	- 3,65** (1,23)	0,43 (0,94)	2,60** (0,95)	0,61 (0,89)
Entre 1990 et 1994	- 0,88 (0,98)	0,09 (0,98)	- 0,28 (0,97)	1,08 (0,98)	0,54 (1,12)	- 1,06 (0,86)	0,70 (0,87)	- 0,17 (0,82)
Secteur (indicatrices)	<i>Référence pour l'industrie : industrie des équipements mécaniques</i>				<i>Référence pour les services : commerce de détail, réparation</i>			
Industries Agricoles et alimentaires	6,36** (1,20)	2,41** (1,21)	- 4,11** (1,19)	- 4,66** (1,21)				
Habillement, cuir	- 3,28* (1,72)	- 1,33 (1,74)	4,07** (1,71)	0,54 (1,73)				
Édition, imprimerie, reproduction	1,12 (1,81)	1,78 (1,83)	- 1,13 (1,80)	- 1,77 (1,82)				
Pharmacie, parfumerie et entretien	1,97 (1,82)	6,24** (1,83)	- 3,79** (1,81)	- 4,43** (1,83)				
Industries des équipements du foyer	1,80 (1,46)	1,33 (1,48)	- 0,63 (1,46)	- 2,50* (1,47)				
Industrie automobile	1,69 (1,55)	0,30 (1,57)	- 1,14 (1,55)	- 0,86 (1,56)				
Construction navale, aéronautique et ferroviaire	- 4,80** 2,00	- 0,84 2,01	2,26 1,99	3,37* 2,01				
Industries des équipements électriques et électroniques	- 1,12 (1,45)	2,44* (1,46)	0,21 (1,44)	- 1,53 (1,46)				
Industries des produits minéraux	1,06 (1,54)	- 0,40 (1,55)	- 4,20** (1,53)	3,54** (1,55)				
Industrie textile	- 1,84 (1,86)	- 0,48 (1,87)	- 0,55 (1,85)	2,87 (1,87)				
Industries du bois et du papier	1,17 (1,65)	4,82** (1,67)	- 2,31 (1,65)	- 3,69** (1,66)				
Chimie, caoutchouc, plastiques	3,34** (1,20)	1,81 (1,21)	- 3,55** (1,19)	- 1,60 (1,21)				
Métallurgie et transformation des métaux	- 0,87 (1,24)	- 1,04 (1,26)	- 0,92 (1,24)	2,83** (1,25)				
Industrie des composants électriques et électroniques	3,61** (1,50)	4,50** (1,51)	- 2,77* (1,49)	- 5,34** (1,51)				
Énergie, eau	- 2,35 (2,04)	- 0,86 (2,06)	4,84** (2,03)	- 1,63 (2,05)				
Construction	- 0,67 (1,20)	0,14 (1,21)	- 2,66** (1,20)	3,19** (1,21)				
Commerce et réparation automobile					- 16,72** (1,87)	- 3,66** (1,43)	12,40** (1,44)	7,98** (1,36)
Commerce de gros, intermédiaires					- 16,54** (1,51)	- 0,98 (1,15)	9,76** (1,16)	7,76** (1,09)
Transports					- 20,22** (1,39)	- 1,04 (1,06)	12,93** (1,07)	8,33** (1,01)
Activités financières					- 21,46** (1,84)	- 3,15** (1,41)	15,58** (1,42)	9,04** (1,33)
Activités immobilières					- 21,10** (2,43)	- 6,44** (1,86)	15,08** (1,87)	12,45** (1,76)
Postes et télécommunications					- 17,29** (4,48)	3,32 (3,43)	9,37** (3,45)	4,61 (3,25)
Conseils et assistance					- 13,02 1,62	0,13 1,24	5,42** 1,24	7,47** 1,17
Services opérationnels					- 15,59** (1,58)	- 1,99 (1,21)	9,99** (1,21)	7,59** (1,15)
Recherche et développement					- 18,60** (3,18)	0,17 (2,43)	6,80** (2,45)	11,64** (2,31)
Hôtels et restaurants					8,98** (1,68)	- 6,79* (1,29)	- 0,80 (1,30)	- 1,39 (1,22)
Activités récréatives, culturelles et sportives					- 7,25** (2,94)	- 1,09 (2,25)	4,00** (2,26)	4,33** (2,13)

	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
Services personnels et domestiques					- 14,59** (4,92)	- 3,82 (3,77)	10,94** (3,79)	7,47** (3,57)
Éducation					- 19,71** (3,49)	- 4,77* (2,67)	12,24** (2,69)	12,24** (2,54)
Santé, action sociale					- 14,89** (1,52)	- 1,86 (1,16)	11,60** (1,17)	5,16** (1,10)
Activités associatives et extra-territoriales					- 15,38** (2,60)	- 0,87 (1,99)	11,15** (2,00)	5,09** (1,89)
Nombre d'établissements	1 274				1 523			

*Lecture : ce tableau présente les coefficients estimés issus d'une estimation similaire à celle présentée dans le tableau 1. La différence vient de ce que l'on tient compte cette fois de la variation des effectifs de l'établissement entre 1994 et 1997. Les coefficients sont obtenus par 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 MCQG. Pour simplifier la lecture, les coefficients présentés ont été multipliés par 100. 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. La partie grisée présente les coefficients estimés des variables de nouvelles technologies et de dispositifs organisationnels innovants (ORGA, ORDI, INTERNET et RATEX). 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. La partie non grisée reproduit ici les coefficients estimés de la variable de variation des effectifs entre 1994 et 1997 (en logarithme), ainsi que ceux des autres variables de contrôle de notre modèle statistique. Les coefficients significatifs à 5 % sont marqués par **, ceux significatifs à 10 % par *. 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).*

Source : enquête Reponse 1998 (Dares), BRN et DADS 1998 (Insee).

**IMPACT DES DIFFÉRENTS GROUPES DE PRATIQUES ORGANISATIONNELLES
SUR LA STRUCTURE PAR ÂGE ET LA QUALIFICATION**

	Industrie					Services				
	Moyenne	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	Moyenne	20-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans
Cadres et 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'établissements	1 274					1 523				

Lecture : les coefficients $\tilde{\gamma}$ 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 salariales des classes d'âge au sein des trois catégories professionnelles 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. 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 :

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

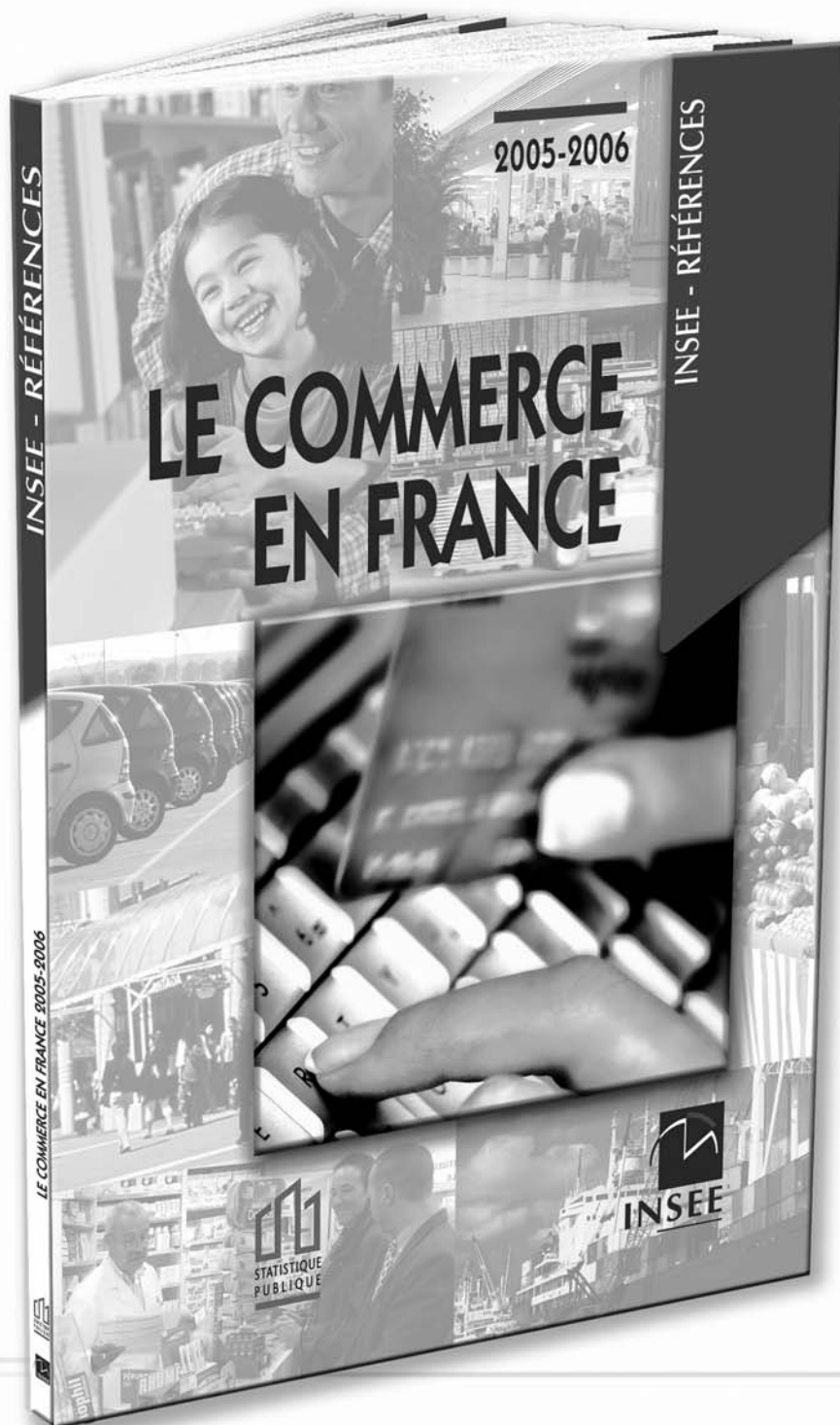
Enfin, les coefficients présentés pour les tranches d'âge au sein de la catégorie sont nets de l'effet moyen de la catégorie :

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

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).

Champ : établissements de 20 salariés ou plus dans les secteurs industriels et tertiaires, hors France Télécom et fonction publique.
Source : enquête Reponse 1998 (Dares), BRN et DADS 1998 (Insee).

L'essentiel du commerce



- Le portrait des trois principaux secteurs : commerce de détail, commerce et réparation automobiles, commerce de gros.
- Des dossiers thématiques sur le commerce électronique, les marchés et leurs équipements.

En vente en librairie,
à l'Insee et sur www.insee.fr

15 € - Collection Insee-Références


INSEE

EMPLOI DES SENIORS : DES EFFETS DU CHANGEMENT TECHNOLOGIQUE AUX RECOMMANDATIONS

Luc Behaghel, Inra - École d'Économie de Paris - et Crest-Insee

Les entreprises sont-elles prêtes à employer des seniors malgré les difficultés qu'elles rencontrent souvent pour s'adapter au changement organisationnel et technologique ? La question a pris un relief particulier lors du débat sur la réforme des retraites. Si tel est le cas, allonger les durées de cotisation pour la retraite à taux plein tout en permettant des liquidations anticipées sans pénalité financière excessive, c'est équilibrer le système tout en laissant à chaque salarié le choix entre une pension plus élevée ou un départ plus précoce. Dans le cas contraire, les travailleurs de plus de 60 ans augmentent en vain leur offre de travail, et la réforme des retraites conduit à une hausse du chômage et à une baisse des taux de pension.

Cette question n'est pas tranchée. Certains éléments conduisent à douter que la technologie puisse expliquer le faible taux d'emploi des seniors en France. Historiquement, celui-ci est étroitement lié aux subventions aux cessations anticipées d'activité, mises en place au début des années 1980, et jamais totalement abandonnées depuis. En outre, les États-Unis fournissent l'exemple d'un changement technologique rapide sans baisse du taux d'emploi des seniors. Pourtant, le sentiment d'un problème d'adaptation des seniors est une opinion courante (1). Se peut-il que les formes prises par le changement technologique aient été, en France, particulièrement défavorables aux seniors ? Cela explique-t-il l'attachement des entreprises au système pourtant coûteux des cessations anticipées d'activité ?

Un exercice difficile

Ananian et Aubert proposent d'éclairer cette question par l'estimation économétrique de fonctions de demande de travail de l'entreprise. Cette méthode a été appliquée, dans les années 1990, à l'étude des inégalités grandissantes entre travailleurs qualifiés et non qualifiés (en termes de salaires et d'emploi) : le changement technologique réduit-il la demande de travail non qualifié par rapport au travail qualifié ? Rapidement, cette littérature s'est étendue à

d'autres sources potentielles d'inégalités : quel rôle jouent les nouvelles pratiques organisationnelles (polyvalence, travail en équipe, etc.) et la mondialisation (avec la concurrence accrue de pays à main-d'œuvre non qualifiée abondante) ? Ananian et Aubert ajoutent les différences d'âge aux différences de qualification : le changement organisationnel et technologique, l'ouverture commerciale sont-ils « biaisés » en défaveur des travailleurs âgés ?

Dans son principe, l'analyse économétrique est très simple. Il s'agit de comparer entre elles des entreprises semblables dans toutes les dimensions observables (secteur, taille, etc.) mais différenciant par leur usage plus ou moins intense des technologies informatiques, par leurs pratiques organisationnelles et par la part de leur chiffre d'affaires exportée. Prenons l'exemple des nouvelles technologies : il s'agit de mesurer si les entreprises plus informatisées emploient davantage de seniors (analyse sur le stock), et si elles en évincent davantage, ou en embauchent moins (analyse sur les flux).

L'analyse porte sur des données issues de multiples sources. Elle est menée avec rigueur et exposée avec une grande clarté. Les résultats obtenus sur le stock sont compatibles avec l'hypothèse d'un biais défavorable aux seniors : les entreprises plus informatisées et aux pratiques organisationnelles innovantes emploient moins de seniors. Cet effet apparent de l'âge s'observe quel que soit le niveau de qualification (mesuré par la catégorie socioprofessionnelle). Ce résultat vient confirmer ceux de quelques études comparables existantes, en particulier ceux qu'Aubert *et al.* (2006) obtiennent sur l'industrie à partir de l'enquête *Changement organisationnel et informatisation* (C.O.I.). Cette confirmation est doublement intéressante. Elle généralise aux services les résultats obtenus pour l'industrie, malgré les différences impor-

1. Par exemple, 42 % des chefs d'entreprise interrogés en France par la Dares considèrent qu'un accroissement de la part des travailleurs de plus de 50 ans aura des effets négatifs sur l'introduction de nouvelles technologies (enquête Emploi des salariés selon l'âge ; voir Monso et Tomasini, 2003).

tantes de ces secteurs dans l'usage des nouvelles technologies. Ensuite, comme ces deux travaux utilisent deux enquêtes différentes, leur convergence montre une certaine robustesse des résultats à la façon dont est mesuré le changement organisationnel et technologique. Cette mesure pose de nombreux problèmes et comporte une part d'arbitraire ; les indicateurs simples retenus par Ananian et Aubert ont l'avantage de la transparence, mais ils ne font qu'approcher les réalités complexes de l'organisation et de la technologie.

Néanmoins, l'énoncé même du principe de l'analyse laisse pressentir un réel problème d'interprétation : si des entreprises apparemment semblables en tout font des choix technologiques différents, n'est-ce pas justement qu'elles sont différentes dans des dimensions inobservées ? Et ces différences inobservées ne sont-elles pas la source du moindre recours aux travailleurs âgés ? Pour grossir le trait : si l'adoption de nouvelles technologies est une mode à laquelle sacrifient certains dirigeants d'entreprise, et si ces mêmes dirigeants préfèrent recruter des travailleurs jeunes (par goût ou par mode), on obtient les résultats d'Ananian et Aubert sans qu'il n'y ait aucun effet causal de la technologie sur la productivité des seniors. Plus généralement, il existe une forte hétérogénéité des entreprises qui conduit à se méfier des conclusions qu'on peut tirer d'une simple étude en coupe (voir par exemple Le Maître et Legendre, 1997).

Ananian et Aubert reconnaissent ces limites sans ambiguïté : leurs corrélations toutes choses égales par ailleurs ne prouvent pas la causalité. Comment, cependant, renoncer à chercher une interprétation causale ? La difficulté est que la littérature microéconométrique sur le changement technologique biaisé n'offre guère de solution satisfaisante à ce problème. Que faudrait-il pour cela ? L'idéal serait de pouvoir expérimenter : tirer au sort des entreprises dont certaines seraient poussées à innover et d'autres pas. L'affectation aléatoire permettrait de garantir que les différences entre ces deux groupes viendraient bien de l'innovation, et pas d'une autre différence cachée. À défaut d'expérimentation, il faut chercher des sources de variation quasi-expérimentale des choix technologiques et organisationnels des entreprises. Mais la littérature montre alors ses limites : on connaît

de mieux en mieux les déterminants des choix organisationnels et technologiques – structure du capital, familial ou non (Bloom et Van Reenen, 2006), accès au marché du crédit (Hall, 2002), caractéristiques de la main-d'œuvre locale ou nationale (Acemoglu, 2002) – mais aucun de ces déterminants ne constitue un bon instrument, car il n'est pas indépendant des déterminants de la demande de travail. Le problème de la causalité est donc loin d'être résolu dans ce domaine.

L'approche d'Ananian et Aubert est plus modeste, mais astucieuse. Elle consiste à tester les différentes explications susceptibles d'expliquer les corrélations observées, afin de voir si l'hypothèse d'un changement technologique et organisationnel biaisé selon l'âge n'est pas la seule qui résiste. C'est ici que l'analyse sur les flux (départs et embauches) joue un rôle décisif. On veut tester l'interprétation suivante : les entreprises innovantes emploient moins de seniors parce que ces innovations leur permettent de réduire leur effectif, et que la façon la moins coûteuse (ou la plus indolore) pour ce faire est d'évincer les seniors en leur faisant bénéficier de dispositifs de cessation anticipée d'activité (préretraites, dispenses de recherche d'emploi). Si cette interprétation était suffisante, les entreprises innovantes devraient seulement évincer davantage de seniors, et non en embaucher moins. Or c'est le contraire qu'on observe dans les entreprises plus informatisées. L'interprétation par les réductions d'effectifs et le recours aux préretraites est donc insuffisante ; un biais du changement technologique défavorable aux plus âgés rend mieux compte des corrélations obtenues.

Ce raisonnement par élimination appelle deux remarques. D'abord, il n'est pas possible d'éliminer ainsi toutes les interprétations alternatives – l'explication par un double effet de mode proposée plus haut, par exemple, reste possible. Ensuite, il faut tirer toute les conséquences du résultat : dans les entreprises aux pratiques organisationnelles innovantes, la baisse relative de l'emploi des seniors passe, elle, par une hausse de leur part dans les départs. Elle peut donc s'expliquer par la conjonction des réductions d'effectifs et de l'attrait des dispositifs de cessation anticipée d'activité. L'analyse d'Ananian et Aubert renforce les arguments en faveur d'un biais selon l'âge dans le cas du changement

technologique, mais pas dans celui du changement organisationnel. Ces résultats convergents avec ceux de Behaghel et Greenan (2005) sur la formation continue : celle-ci est relativement moins accessible aux seniors dans les entreprises à l'informatisation poussée que dans celles aux pratiques organisationnelles innovantes.

En résumé, l'analyse d'Ananian et Aubert apporte un précieux complément à la littérature empirique sur les effets du changement organisationnel et technologique sur l'emploi des seniors ; mais elle partage les mêmes limites : le lien de cause à effet n'est pas fermement établi. Franchissons pourtant ce pas, et admettons qu'il y ait causalité. Est-ce suffisant pour éclairer les politiques publiques pour l'emploi des seniors ?

Deux pistes pour le maintien en emploi des seniors

De nombreux rapports se sont penchés, depuis quelques années, sur l'emploi des seniors : rapports du Conseil d'orientation des retraites (Cor, 2001 et 2004), du Conseil économique et social (Quintreau, 2001) et du Conseil d'analyse économique (Taddei, 2000 et Pisani-Ferry, 2001). Ils permettent de recenser les recommandations de politiques publiques en faveur de l'emploi des seniors. On se propose d'examiner ici deux d'entre elles à la lumière du travail d'Ananian et Aubert.

Une première recommandation est la réduction des incitations aux cessations anticipées d'activité : faire du départ en préretraite l'exception, réviser les dispenses de recherche d'emploi pour les chômeurs de plus de 56 ans. Pisani-Ferry l'exprime avec vigueur : « [Il] faut mettre fin aux subventions aux retraits d'activité. Il faut le faire de manière générale et irrévocable, afin que les entreprises comprennent que cette porte est désormais fermée, et qu'elles doivent changer d'attitude à l'égard de leurs salariés en fin de carrière. » (Pisani-Ferry, 2001, p. 127). Les résultats d'Ananian et Aubert suggèrent une mise en garde : dans la mesure où l'éviction des seniors est plus importante dans les entreprises utilisatrices de nouvelles technologies, elle résulte peut-être d'un choix productif optimal, et non de simples attitudes qu'un fort signal politique suffirait à changer. Pourtant, la

proposition de Pisani-Ferry peut être vraie à un second niveau, si on tient compte du fait que l'adoption de la technologie est aussi un choix des entreprises qui ne se fait pas indépendamment des incitations financières auxquelles elles sont confrontées. En d'autres termes, si le changement technologique est endogène, et si les formes qu'il prend dépendent en particulier du coût relatif des différentes catégories de main-d'œuvre (comme le soutient Acemoglu, 2002), alors agir contre les préretraites peut être un levier pour réduire le « biais » du changement technologique en défaveur des seniors.

L'analyse d'Ananian et Aubert ne permet pas de tester cette hypothèse, faute, encore une fois, de rendre compte des mécanismes du changement technologique. Comment se décide l'adoption de telle nouvelle technologie ? Dans quel contexte est-elle défavorable aux seniors, dans quel contexte l'est-elle moins ? Un coût plus élevé des sorties anticipées d'activité conduit-il à « adapter le changement », c'est-à-dire à choisir des formes de changement organisationnel et technologique compatibles avec l'emploi des plus âgés ? On le voit, les analyses d'Ananian et Aubert demandent à être complétées pour savoir si elles plaident en faveur d'un maintien des subventions aux cessations anticipées d'activité (pour alléger les contraintes technologiques qui pèsent sur les entreprises) ou d'un abandon rapide (pour pousser les entreprises à ne pas s'enfermer dans des choix technologiques peu compatibles avec le maintien en emploi des seniors).

Une seconde recommandation fréquemment avancée et consensuelle concerne la formation tout au long de la vie, afin d'adapter progressivement les seniors au changement. Les résultats d'Ananian et Aubert ne permettent pas de tester directement l'hypothèse selon laquelle les seniors évincés des entreprises plus informatisées ont été victimes d'un déficit de formation. Le fait qu'on observe des effets défavorables aux seniors au sein de chaque catégorie socio-professionnelle (y compris chez les plus qualifiés) montre néanmoins que le problème n'est pas celui de la formation initiale, mais bien d'une forme d'obsolescence des compétences. L'intervention publique doit-elle alors se tourner vers des incitations spécifiques à former les salariés en seconde moitié de carrière, comme cela se pratique aux Pays-Bas ?

Les travaux empiriques existants ne montrent pas de déficit systématique d'accès à la formation continue, dans les entreprises innovantes, parmi les travailleurs plus âgés. Mais les formations semblent réservées à ceux qui sont les moins menacés ; les ouvriers âgés des entreprises plus informatisées y ont *a contrario* moins accès (Behaghel, 2006). Un autre résultat est éclairant : aux États-Unis, Bartel et Sicherman (1993) observent que, par rapport à la moyenne, les seniors restent davantage en emploi dans les secteurs qui ont un rythme de progrès technique durablement plus élevé, mais qu'ils y restent moins dans les secteurs dont le progrès technique s'est récemment accéléré. Leur interprétation est que les formations nécessaires à un maintien en emploi prennent du temps à mettre en place (pour que la technologie se stabilise, etc.). Cette hypothèse peut constituer une explication supplémentaire des résultats d'Ananian et Aubert : il est possible que la génération des cinquantenaires qu'ils observent à la fin des années 1990 ait été victime d'une telle accélération du changement technologique. En résumé, si rien n'indique que la formation continue reçue par les seniors soit insuffisante en général, il se peut que tel soit le cas pour les groupes socioprofessionnels moins qualifiés en période d'accélération du changement : l'enjeu serait alors de rendre la formation plus systématique et plus réactive.

* *
*

De nombreuses hypothèses sont nécessaires pour passer des analyses proposées par Ananian et Aubert à des recommandations de politique publique. En ce sens, leur article montre l'acquis des analyses économétriques récentes sur le lien entre le changement technologique et le faible emploi des travailleurs âgés, mais aussi leurs limites. Un faisceau d'indices suggère que les seniors ont été, en France, pénalisés par l'informatisation des entreprises. Mais pour que ces indices deviennent preuve, et surtout pour qu'il soit possible de guider les politiques publiques, il faudrait à présent approfondir l'analyse du changement technologique et organisationnel. Comment se font les choix organisationnels et technologiques (et comment inciter à ce qu'ils intègrent le maintien en emploi des seniors) ? Comment sont-ils accompagnés (et comment s'assurer que la formation continue ne laisse pas d'interstices à travers lesquels s'opère une éviction sélective des seniors) ? L'analyse économétrique, même si les difficultés sont grandes, peut contribuer encore au débat. Elle le fera à condition d'intégrer progressivement les mécanismes complexes qu'ont déjà bien mis en évidence d'autres approches, en économie (par la modélisation théorique et les études d'entreprise) ou dans d'autres disciplines (sociologie, ergonomie, gestion, etc.).

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu D. (2002), « Technical Change, Inequality and the Labor Market », *Journal of Economic Literature*, n° 40, pp. 7-72.

Aubert P., E. Caroli et Muriel Roger (2006), « New Technologies, Organisation and Age: Firm-Level Evidence », *The Economic Journal*, n° 116, F73-93.

Bartel A. et N. Sicherman (1993), « Technological Change and Retirement Decisions of Older Workers », *Journal of Labor Economics*, vol. 11, n° 1, pp. 162-183.

Behaghel L. et N. Greenan (2005), « Training and Age-Biased Technical Change: Evidence from French Micro Data », *Document de travail*, Crest, n° 2005-06.

Behaghel L. (2006), « Changement technologique et formation tout au long de la vie », *Revue économique*, vol. 57, n° 6, pp. 1351-1383.

Bloom N. et J. Van Reenen (2006), « Measuring and Explaining Management Practices Across Firms and Countries », *CEPR Discussion Paper* n° 5581.

Cor (2001), *Retraites : renouveler le contrat social entre les générations. Orientations et débats*, Premier rapport du Conseil d'orientation des retraites, La Documentation française, Paris.

Cor (2004), *Retraites : les réformes 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.

Hall B.H. (2002), « The Financing of Research and Development », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 18, n° 1, pp. 35-51.

Le Maitre P. et F. Legendre (1997), « Le lien emploi – coût relatif des facteurs de production : quelques résultats obtenus à partir de données de panel », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 111-127.

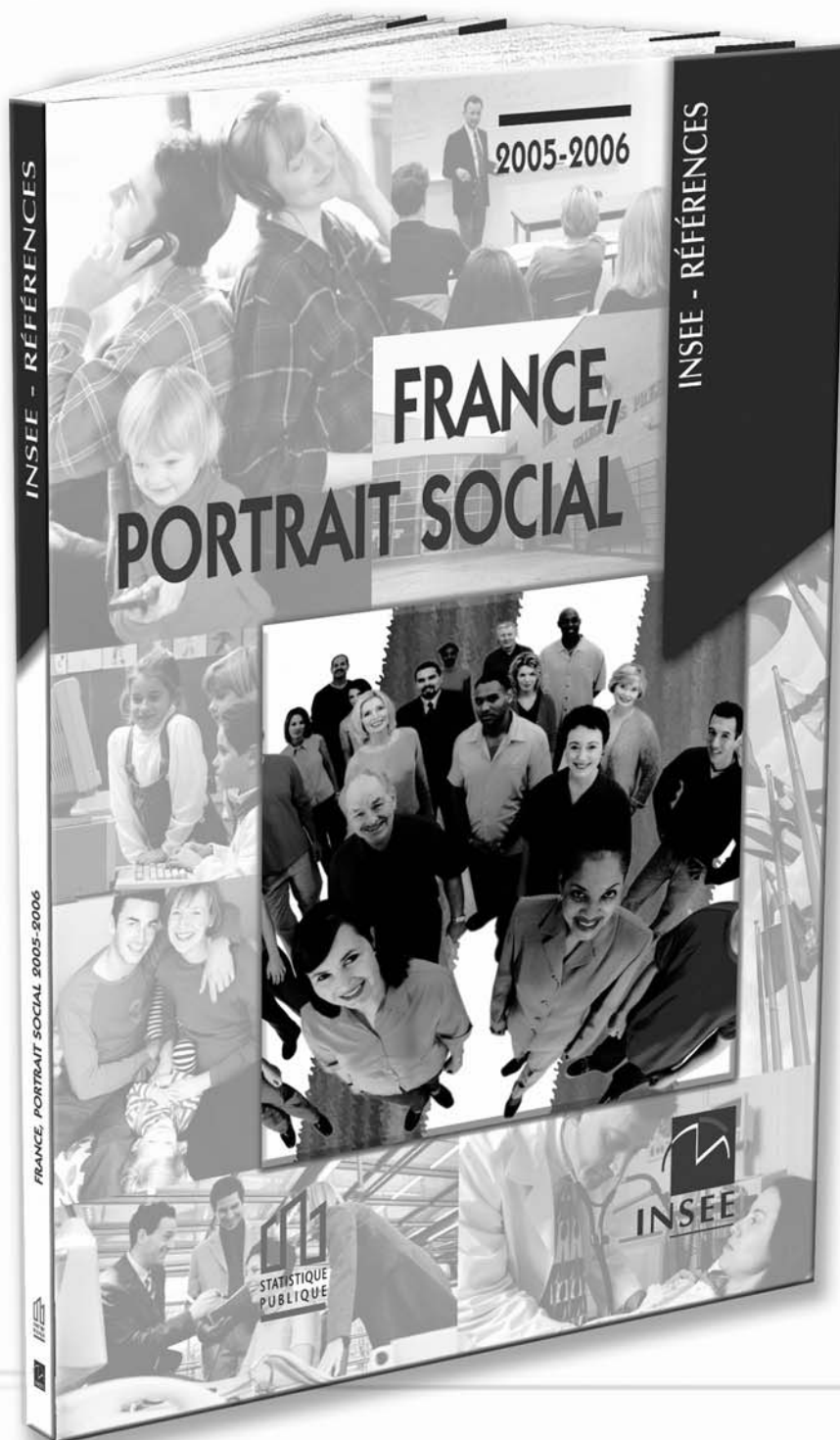
Monso O. et M. Tomasini (2003), « Le vieillissement dans les entreprises : faire face aux innovations technologiques », *Premières informations et premières synthèses*, n° 09.2, Dares.

Pisani-Ferry J. (2001), *Plein emploi*, Rapport au Conseil d'analyse économique, La Documentation française, Paris.

Quintreau B. (2001), *Dynamique de la population active et emploi : la gestion prévisionnelle des âges à l'horizon 2010*, Journal officiel de la République française du 31 octobre 2001.

Taddei D. (2000), *Retraites choisies et progressives*, Rapport au Conseil d'analyse économique, La Documentation française, Paris.

Ce qui bouge dans la société...



- Trois dossiers d'actualités :
- les résidents des établissements pour personnes âgées ou handicapées,
 - la diversité dans la Fonction publique,
 - l'acquisition de la nationalité française par les immigrants...

En vente dans les librairies,
à l'Insee et sur www.insee.fr

15 € - Collection Références


INSEE