



**HAL**  
open science

## Le rôle de la demande de travail dans le faible emploi des travailleurs âgés en France

Luc Behaghel

► **To cite this version:**

Luc Behaghel. Le rôle de la demande de travail dans le faible emploi des travailleurs âgés en France : Politiques publiques et pratiques des entreprises. Economies et finances. UMLV Université de Marne-La-Vallée, 2004. Français. NNT: . tel-01263886

**HAL Id: tel-01263886**

**<https://pastel.hal.science/tel-01263886>**

Submitted on 28 Jan 2016

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

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



Université de Marne-La-Vallée

THÈSE

pour obtenir le grade de

Docteur de l'Université de Marne-La-Vallée

Spécialité : Economie

présentée et soutenue publiquement par

Luc BEHAGHEL

le 27 octobre 2004

Le rôle de la demande de travail dans le faible emploi des  
travailleurs âgés en France

Politiques publiques et pratiques des entreprises

Labour demand and the employment of older workers in  
France

Directeur de thèse

Jérôme GAUTIÉ, Directeur de Recherches au Centre d'études de l'emploi  
et Professeur à l'Université de Reims

Jury : Pierre CAHUC, Professeur à l'Université de Paris I, rapporteur  
Thierry MAGNAC, Directeur de Recherches à l'INRA, rapporteur  
Thomas PIKETTY, Directeur d'Etudes à l'EHESS  
Dominique REDOR, Professeur à l'Université de Marne-la-Vallée

## Remerciements

Merci à tous ceux qui m'ont permis de faire de cette thèse autre chose qu'un travail solitaire.

Merci d'abord à Jérôme Gautié d'avoir été un directeur attentif et ouvert, capable à la fois de me faire partager son intérêt pour les marchés internes et de s'adapter à mes changements de cap, le tout en m'orientant vers les personnes qui pouvaient m'aider.

Merci à Pierre Cahuc, Thierry Magnac, Thomas Piketty et Dominique Redor d'avoir accepté de composer le jury de cette thèse.

Merci à Jean-François Germe et Thierry Magnac de m'avoir accueilli au Centre d'études de l'emploi et au CREST. Je ne peux citer tous ceux avec qui j'ai eu plaisir à échanger dans ces deux lieux ; j'espère que ce plaisir transparaît ! Mention spéciale cependant à ceux avec qui j'ai plus particulièrement travaillé : Marc Gurgand, qui m'a suivi pendant trois ans ; Nathalie Greenan, qui m'a initié à l'enquête COI ; Bruno Crépon et Béatrice Sédillot, avec qui j'ai étudié la contribution Delalande ; David Blau, enfin, pour ses conseils attentifs.

Merci à l'équipe pédagogique de l'Université de Marne-la-Vallée de m'avoir accueilli comme moniteur, et particulièrement à Manon Domingues dos Santos, à qui je dois trois années de travaux dirigés mémorables.

Merci à tous ceux qui ont aidé à la rédaction finale de cette thèse par leur relecture et leurs remarques : Patrick Aubert, Eve Caroli, auxquels j'associe Muriel Roger ; Christelle Dumas, Franck Malherbet, et ceux que j'ai cités par ailleurs.

Merci et bonne chance à tous les thésards dont j'ai plus particulièrement croisé les chemins : Stéphane Bonhomme, Elise Coudin, François Dubreuil, Olivier Godechot, Grégory Jolivet, Fabrice Murtin, Renaud Orain, Jérôme Pélisse, Magali Ponçon-Beffy, Emmanuelle Walkowiak – et pardon à ceux que j'omets.

Merci enfin à tous ceux qui partagent ma vie hors travail, et qui, directement ou indirectement, m'ont soutenu dans ce projet de thèse.

## Résumé

Le faible taux d'emploi des travailleurs de plus de 50 ans en France est étroitement lié aux cessations anticipées d'activité (préretraites, chômage avec dispense de recherche d'emploi). Mais la persistance de ces dispositifs conduit à se demander si une insuffisante demande de travailleurs âgés ne sous-tend pas les politiques publiques de retrait anticipé d'activité. Cette articulation entre demande de travail et politiques publiques est étudiée selon trois axes : la contribution Delalande (taxe spécifique sur le licenciement des travailleurs de plus de 50 ans), les contrats implicites de long terme et le changement organisationnel et technologique.

L'évaluation théorique de la contribution Delalande prédit un effet positif sur l'emploi des travailleurs âgés, dans la mesure où les effets favorables de la protection de l'emploi sont amplifiés pour ce public majoritairement en emploi dont les taux initiaux de licenciement sont faibles. Empiriquement cependant, l'effet de rétention en emploi est plus faible que prédit. D'autres facteurs semblent donc limiter la demande de travailleurs âgés.

L'éviction des travailleurs âgés peut ainsi servir de "soupape d'échappement" aux contrats implicites de long terme qui lient salariés et employeurs. Face aux chocs qui les affectent, les entreprises privilégieraient le départ des travailleurs âgés, ce qui aurait l'avantage de ne pas constituer une rupture du contrat de long terme tout en permettant les ajustements d'effectifs. Dans certains cas, la subvention de l'Etat serait nécessaire pour permettre aux entreprises d'honorer leurs engagements – ce qui fournit une piste d'explication économique des préretraites. Un premier test empirique conforte ces arguments théoriques : le rôle protecteur de l'ancienneté aux âges médians se serait maintenu grâce aux départs anticipés d'une partie des travailleurs âgés.

Les travailleurs âgés sont, en second lieu, susceptibles d'être déstabilisés par le changement organisationnel et technologique. Les résultats empiriques indiquent une éviction sélective des travailleurs âgés hors des entreprises qui se modernisent. En revanche, l'accès à la formation continue augmente dans ces entreprises, sans distinction d'âge. Ces résultats peuvent s'interpréter comme des effets du changement organisationnel et technologique, lequel pénaliserait directement les travailleurs âgés, sans que ceux-ci soient fortement désavantagés par rapport à la formation. Ils peuvent aussi correspondre aux conditions d'adoption du changement organisationnel et technologique : pour faire accepter le changement, les entreprises auraient recours à l'éviction d'une partie des travailleurs qui y résistent (en s'appuyant sur les subventions aux retraits anticipés d'activité) et à la formation des autres.

**Mots clés :** Demande de travail ; travailleurs âgés ; préretraites ; protection de l'emploi ; licenciements ; contrats implicites ; changement organisationnel et technologique ; formation continue.

# Abstract : Labour demand and the employment of older workers in France

The low employment rates of older workers (aged 50 and above) in France are directly related to the widespread use of state-subsidized early retirement schemes. These schemes may in turn be a response to a low demand for older workers. We investigate the connection between labour demand and public policies along three dimensions : the Delalande tax (a firing cost for workers aged 50 and above), implicit long-term contracts and technical and organisational change.

A theoretical model predicts a positive effect of the Delalande tax on the employment of older workers. However, the empirical analysis shows a smaller labour hoarding effect than predicted. This result points toward other factors that may reduce the demand for older workers.

The early departure of older workers from the labour force may help relieve the pressure on the implicit long-term contracts which bind firms and workers. Facing shocks, firms would rather incite older workers to leave even if they must provide significant compensation : these departures allow the firm to adjust its labour force without a breach of contract. Under some circumstances, state subsidies will be necessary to enable the firms to fulfil their promises – this provides an economic rationale for state subsidies to early retirement schemes. We provide preliminary evidence consistent with this mechanism : prime-age workers with sufficient seniority in the firm appear to be protected against lay-offs by the departure of older workers.

Older workers may also suffer from technical and organisational change. We find evidence that older workers with less favourable characteristics leave firms undergoing such modernisation. However, modern and modernized firms provide more training to all their workers, including older ones. These results tend to show that technical and organisational change affects older workers directly rather than through a comparative disadvantage with regard to training. Alternatively, they are consistent with the view that firms render changes acceptable in two ways : by getting rid of reluctant older workers (through early departure schemes) and by training the others.

**Keywords :** Labour demand ; older workers ; employment protection ; implicit contracts ; technical change ; organisational change ; training.



# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>I Le problème de l’emploi des travailleurs âgés en France</b>	<b>9</b>
<b>1 L’emploi de travailleurs âgés en France : objet, faits stylisés et questionnement</b>	<b>11</b>
1 Huit faits stylisés sur l’emploi des travailleurs âgés en France . . . . .	12
1.1 Le faible taux d’emploi des travailleurs âgés en France . . . . .	12
1.2 La baisse des taux d’emploi selon l’âge : continuités et ruptures	14
1.3 La diversification des trajectoires de fin de carrière . . . . .	20
1.4 Différences selon la qualification et le secteur d’activité . . . . .	27
1.5 Résumé : cadre institutionnel et demande de travail . . . . .	33
2 Le cadre institutionnel et les politiques de l’emploi . . . . .	36
2.1 Le cadre institutionnel en France : mutations et persistances .	37
2.2 L’apport des comparaisons internationales . . . . .	43
2.3 Quel rôle pour les cessations anticipées d’activité? . . . . .	48
3 Pratiques des entreprises et demande de travailleurs âgés . . . . .	50
3.1 La productivité des travailleurs âgés . . . . .	50
3.2 Le coût des travailleurs âgés . . . . .	59
3.3 Résumé : biais du changement organisationnel et technologique et fragilité des contrats de long terme . . . . .	65
4 Objet et questionnement de la thèse . . . . .	65
4.1 “Les” travailleurs “âgés” . . . . .	65
4.2 Questionnement et plan de la thèse . . . . .	67

## II Réduire les incitations aux départs anticipés : les effets de la contribution Delalande 87

<b>2</b>	<b>Evaluation de la contribution Delalande dans un modèle d'appariement</b>	<b>93</b>
1	Introduction . . . . .	93
2	La contribution Delalande . . . . .	95
2.1	Evolution du barème et du champ de la contribution . . . . .	95
2.2	Comparaison aux coûts légaux de licenciement . . . . .	96
3	Le modèle . . . . .	98
3.1	Hypothèses préliminaires : le marché du travail . . . . .	98
3.2	Fonctions valeur . . . . .	100
3.3	Négociation salariale . . . . .	102
3.4	Création et destruction des emplois . . . . .	103
3.5	Equilibre du marché du travail . . . . .	105
4	Effets de la contribution Delalande . . . . .	106
4.1	Analyse qualitative . . . . .	107
4.2	Simulation de l'instauration du dispositif en 1987 . . . . .	108
4.3	Robustesse des résultats . . . . .	113
5	Interprétation du fort effet sur le chômage : spécificité des travailleurs âgés ou hypothèses sur les salaires et les destructions d'emplois ? . . .	114
5.1	Les effets de la situation d' <i>insiders</i> peu mobiles . . . . .	115
5.2	Effet de l'hypothèse de salaires endogènes . . . . .	116
5.3	Effet de l'hypothèse de destructions endogènes des emplois . .	117
6	Extensions . . . . .	121
6.1	Affectation du produit de la taxe au financement de l'assu- rance chômage . . . . .	121
6.2	Prise en compte des préretraites . . . . .	123
7	Conclusion . . . . .	125
<b>3</b>	<b>Une évaluation par quasi-expériences de la contribution Delalande</b>	<b>137</b>
1	Introduction . . . . .	137
2	Extension du modèle théorique et approche empirique . . . . .	138

2.1	Extension du modèle d'équilibre en temps discret . . . . .	139
2.2	Deux approches empiriques . . . . .	141
3	L'effet indirect de la contribution Delalande sur les embauches . . . .	143
3.1	La méthode . . . . .	143
3.2	Les résultats . . . . .	147
4	L'effet direct de la contribution Delalande sur le licenciement . . . . .	161
4.1	La méthodologie . . . . .	161
4.2	Estimation de l'effet direct . . . . .	167
5	Conclusion . . . . .	172

### **III Evincer les travailleurs âgés pour préserver les contrats de long terme : une explication des préretraites 177**

#### **4 Fragilité des contrats de long terme et fins de carrière : une approche théorique 181**

1	Les contrats de long terme et l'arbitrage entre allocation, incitation et assurance . . . . .	182
1.1	Les contrats assurantiels . . . . .	183
1.2	Les contrats incitatifs . . . . .	185
1.3	Les arbitrages . . . . .	188
2	Rétablir une allocation efficiente : retraite obligatoire et barème des retraites d'entreprise . . . . .	190
2.1	Le rôle de la retraite obligatoire en horizon certain . . . . .	190
2.2	Les retraites d'entreprises comme indemnités de départ et de licenciement . . . . .	192
2.3	Application aux Etats-Unis et à la France . . . . .	195
3	Fragilité des contrats de long terme et remise en cause du modèle fordiste . . . . .	197
3.1	Une modélisation de la fragilité de l'emploi fordiste . . . . .	198
3.2	Etats-Unis et Japon : la "bifurcation" des années 1930 . . . . .	200
3.3	Quels enseignements pour la France depuis les années 1970? . . . . .	201
4	Les préretraites et la préservation des contrats de long terme en France	202

4.1	Hypothèses du modèle . . . . .	203
4.2	Comparaison des contrats . . . . .	204
4.3	Crédibilité du contrat de long terme . . . . .	209
4.4	Les préretraites au secours du contrat de long terme . . . . .	210
5	Conclusion . . . . .	214
<b>5</b>	<b>Les préretraites au secours des contrats de long terme? Vers un test empirique</b>	<b>223</b>
1	Introduction . . . . .	223
2	Tester le déclin des contrats de long terme : méthode et applications aux Etats-Unis . . . . .	225
2.1	Les tests sur les salaires . . . . .	225
2.2	Les tests sur l'emploi . . . . .	230
3	Evolution du rôle protecteur de l'ancienneté et départs anticipés en France . . . . .	235
3.1	Evolution de l'insécurité de l'emploi et rôle protecteur de l'ancienneté en France (1975-2000) . . . . .	236
3.2	Les cessations anticipées d'activité comme "soupape d'échappement" . . . . .	247
4	Conclusion . . . . .	256
<b>IV</b>	<b>Changement organisationnel et technologique et biais selon l'âge</b>	<b>267</b>
<b>6</b>	<b>Le rôle de la formation continue dans l'hypothèse d'une modernisation biaisée selon l'âge</b>	<b>271</b>
1	Introduction . . . . .	271
2	Du biais selon la qualification au biais selon l'âge . . . . .	272
2.1	Les enseignements de l'étude du biais selon la qualification . . . . .	272
2.2	Hypothèse d'un biais selon l'âge et premiers tests . . . . .	276
2.3	La question de la causalité . . . . .	282
2.4	Résumé : un premier cadre d'analyse . . . . .	286
3	Travailleurs âgés et formation continue : un "désavantage comparatif" ? . . . . .	286

3.1	L'accès des travailleurs âgés à la formation continue : faits stylisés . . . . .	287
3.2	Rôle de l'horizon d'activité et hypothèse d'un "piège des anticipations" . . . . .	295
3.3	Apprendre à tout âge ? L'évolution des coûts d'apprentissage selon l'âge . . . . .	296
4	Conclusion . . . . .	298
<b>7</b>	<b>Changement technologique et organisationnel, horizon d'activité et accès à la formation continue selon l'âge</b>	<b>303</b>
1	Introduction . . . . .	303
2	Modèle théorique . . . . .	305
2.1	Cadre d'analyse . . . . .	305
2.2	Surplus produit par l'emploi . . . . .	307
2.3	Profil d'investissement optimal . . . . .	309
2.4	Effet des cessations anticipées d'activité . . . . .	310
2.5	Effets du changement organisationnel et technologique . . . . .	311
3	L'approche économétrique . . . . .	314
3.1	Le modèle de base . . . . .	314
3.2	Prise en compte de l'attrition endogène des travailleurs âgés : les "indicateurs de sélection" . . . . .	317
3.3	Simultanéité et hétérogénéité inobservée : stratégie d'instrumentation . . . . .	319
4	Les effets de sélection du changement organisationnel et technologique et des cessations anticipées d'activité . . . . .	324
5	Effet de l'horizon d'activité sur l'accès à la formation continue . . . . .	325
6	Effet de la modernisation sur l'accès à la formation selon l'âge . . . . .	329
6.1	Effet du degré d'innovation organisationnelle en 1997 . . . . .	329
6.2	Effet du niveau d'informatisation en 1997 . . . . .	332
7	Conclusion . . . . .	335
	<b>Conclusion</b>	<b>351</b>

# Introduction

Alors que la baisse des taux d'emploi des quinquagénaires en France date du début des années 1980, la question de l'emploi des travailleurs âgés n'a resurgi que récemment dans le débat public français.

Les rapports se succèdent. Le Conseil d'orientation des retraites (COR) choisit de faire de l'emploi des seniors le sujet de sa première manifestation publique<sup>1</sup> et, dans son premier rapport, estime que “la conduite d'une politique de l'emploi et de la gestion des entreprises adaptée aux changements de la composition par âges de la population doit être, enfin, considérée (...) comme une grande politique nationale” (COR, 2001, p.199). Le rapport *Plein emploi* de Pisani-Ferry (2001) dénonce les pièges de l'inactivité après 50 ans et considère urgent de “changer de cap”. Plus généralement, depuis le *Livre blanc sur les retraites* publié sous le gouvernement Rocard, plusieurs rapports sur le financement des retraites et le vieillissement démographique soulignent la nécessité de remédier à la baisse du taux d'emploi des travailleurs vieillissants.<sup>2</sup> Des instances politiques internationales (Union européenne, OCDE) se saisissent du sujet. Le Conseil européen réuni à Stockholm (mars 2001) fixe ainsi l'objectif d'un taux d'emploi de 50% entre 55 et 64 ans – soit environ 15 points de plus que celui de la France. Enfin, la préoccupation semble se généraliser parmi les travailleurs, relayés par les syndicats, au moment de la discussion de la réforme des retraites en 2003 : l'allongement de la durée de cotisation requise ne se traduira-t-il pas par des retraites amputées, faute pour les travailleurs de pouvoir rester suffisamment longtemps en emploi ?

---

<sup>1</sup>Le colloque “Age et travail” en 2001.

<sup>2</sup>Voir en particulier Charpin (1999), Taddei (2000) et Quintreau (2001).

## Une politique de l'emploi en faveur des seniors ?

L'inquiétude pour le financement des retraites est l'aiguillon principal de ce regain d'intérêt. Une fois acquis l'objectif d'allongement de la durée de cotisation, l'emploi des travailleurs âgés fait figure de pierre d'achoppement. Comme le rappelle avec insistance le Conseil d'orientation des retraites : "le principal retard français dans la politique des retraites se situe sur la politique de l'emploi" (COR 2001, p.197).

Conséquence peut-être d'un revirement tardif, un diagnostic consensuel sur les obstacles et les remèdes au faible emploi des travailleurs âgés en France semble faire défaut. Ainsi, le Conseil économique et social appelle de ses vœux, en 2001, une Conférence nationale sur les "secondes parties de carrière", en vue "d'assurer à la fois un diagnostic partagé et une cohérence des décisions" (Quintreau, 2001, I-21). De même, après la réforme des retraites d'août 2003, le second rapport du COR plaide pour une approche globale qui suppose "un diagnostic partagé, qui fait aujourd'hui largement défaut en France, et un ensemble d'actions concernant tous les âges"<sup>3</sup> (COR, 2004).

Quelles sont les politiques publiques susceptibles de favoriser l'emploi des travailleurs âgés en France ? Eclairer partiellement cette question est un objectif de cette thèse.

Les pistes d'intervention qui émergent peuvent être recensées à partir de différents rapports : ceux du COR (2001 et 2004), celui du Conseil économique et social (CES), présenté par M. Quintreau (2001), ainsi que deux rapports du Conseil d'analyse économique (CAE) : le rapport Taddei (2000) sur les retraites – en particulier le texte de Zaidman et al. (1999) qui y est lié – et le rapport Pisani-Ferry (2001) sur le plein emploi. Sans être exhaustif<sup>4</sup>, cet ensemble de rapports permet de lister cinq pistes, et de dégager un certain nombre de questions et d'enjeux.

L'orientation la mieux partagée consiste à *réduire les incitations aux cessations anticipées d'activité* (préretraite et chômage dispensé de recherche d'emploi) *et à la retraite à 60 ans* ("retraite couperet"), qui sont en directe contradiction avec

<sup>3</sup>Dossier de presse du second rapport du COR, p.18. Disponible à l'adresse [www.cor-retraites.fr](http://www.cor-retraites.fr).

<sup>4</sup>De façon étonnante, la contribution Delalande est absente de ces rapports. Elle est discutée dans d'autres instances – voir la 2<sup>ème</sup> partie de cette thèse.

l'objectif de relèvement des taux d'emploi et qui entretiendraient un cercle vicieux de stigmatisation des travailleurs âgés et de sous-investissement dans la formation. Présente dans tous les rapports, cette recommandation est première dans celui de Pisani-Ferry (2001) qui en fait un levier susceptible de modifier l'ensemble des comportements :

“[I]l 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 autres rapports dénotent une certaine prudence. Plutôt que d'une mesure phare, il s'agit d'une mesure parmi de nombreuses autres dans le rapport Quintreau (2001) et le premier rapport du COR (2001). Cette prudence est reprise et explicitée dans le texte de Zaidman et al. (1999) :

“[R]enforcer l'attrait des systèmes actuels de préretraite progressive comparativement à celui des préretraites totales est toutefois difficile (...). La réflexion doit en fait probablement porter plus sur les modalités d'insertion des travailleurs âgés dans le processus de production. Actuellement les entreprises s'adaptent aux nouvelles contraintes technologiques en rajeunissant leur pyramide des âges, les solutions de maintien en emploi des travailleurs âgés venant loin derrière les solutions fondées sur le départ de ces salariés, que ce soit via la retraite, la préretraite ou encore le chômage.” (Zaidman et al., 1999, p.10-11).

Les questions qui se posent sur cette première orientation peuvent donc être formulées de la façon suivante. Jusqu'à quel point et à quel rythme est-il souhaitable de réduire les subventions aux cessations anticipées d'activité ? Est-ce un levier suffisant ou des mesures jointes sont-elles nécessaires ?

La deuxième orientation consensuelle concerne la *formation tout au long de la vie*. L'objectif est évoqué dans l'ensemble des rapports, à partir du constat du faible accès des travailleurs âgés à la formation continue. Ce faible accès est jugé inadapté face au changement organisationnel et technologique, qui requiert une adaptation

continue de la main-d'oeuvre. Cependant, les mesures préconisées restent peu précises. En particulier, il n'est pas envisagé d'imposer l'affectation aux travailleurs âgés d'une part minimale des dépenses obligatoires de formation.<sup>5</sup> Il n'est pas non plus envisagé d'introduire des incitations fiscales spécifiques à la formation des travailleurs en seconde partie de carrière, comme cela a été fait aux Pays-Bas.<sup>6</sup> De telles mesures seraient pourtant cohérentes avec un diagnostic de sous-investissement dans la formation des travailleurs âgés, dans la mesure où elles lutteraient contre des comportements discriminatoires et feraient internaliser par les entreprises d'éventuels effets externes de la formation des travailleurs âgés. Ce second axe possible d'une politique pour l'emploi des seniors soulève donc les questions suivantes. Y a-t-il aujourd'hui sous-investissement dans la formation en seconde partie de carrière, et si oui, pourquoi ? Quels sont les moyens d'inciter à davantage de formation ?

Troisième orientation, la *lutte contre la discrimination selon l'âge* est mentionnée dans les rapports du COR, du CES et le rapport Pisani-Ferry. Ici, l'enjeu est d'abord d'identifier le type de discrimination. S'agit-il de discrimination statistique ? de discrimination liée à des préférences subjectives pour les travailleurs jeunes ? Ensuite, comment lutter contre cette discrimination sans renforcer la stigmatisation des travailleurs âgés ?

De façon peut-être étonnante, les *politiques actives de l'emploi ciblées* telles que les contrats aidés ou les abaisséments de charge occupent une place secondaire parmi les mesures préconisées. Le rapport Quintreau mentionne de façon allusive "l'optimisation de l'utilisation des contrats aidés" (Quintreau, 2001, I-12). Le premier rapport du COR prône une révision des mesures de dispense de recherche d'emploi pour les travailleurs âgés, en les assortissant "d'une obligation faite à l'Unédic de proposer une aide au reclassement pour les anciens salariés qui exprimeraient le désir de travailler" (COR, 2001, p.205). Le ciblage spécifique des contrats aidés du privé sur les travailleurs de plus de 50 ans n'est pas évoqué, alors qu'il date de 1990.<sup>7</sup> On peut se demander en conséquence quelle est l'efficacité de ce type de politiques actives. Est-elle suffisante au regard des coûts et des risques de stigmatisation engendrés ?

---

<sup>5</sup>Depuis une loi de 1971 (loi dite "Delors"), les entreprises françaises doivent consacrer une fraction donnée de leur masse salariale à des dépenses de formation. Cette obligation de dépenser pour la formation est globale, et non ventilée par catégories de salariés.

<sup>6</sup>Voir chapitre 1.

<sup>7</sup>Voir chapitre 1.

Enfin, cinquième et dernière orientation, les rapports du COR et du CES insistent sur la nécessité d'une *politique de prévention* qui agisse en amont *sur l'organisation du travail et sur les conditions de travail*, afin d'éviter l'usure physique et psychologique des travailleurs âgés. Des actions de sensibilisation et de concertation sont évoquées, ainsi que l'inscription systématique de ces questions à l'ordre du jour des négociations collectives. Ici à nouveau, comment expliquer et mesurer un sous-investissement des entreprises dans des conditions de travail favorables aux travailleurs âgés ? Et de quels moyens disposent les politiques publiques pour y remédier ?

Une politique de l'emploi à destination des seniors est ébauchée dans la loi d'août 2003 portant réforme des retraites. Une partie des mesures évoquées ci-dessus est reprise : limitation de l'accès aux préretraites ; incitation à la prolongation d'activité après 60 ans (introduction d'une surcote pour la prolongation de l'activité au-delà de la durée de cotisation requise et report à 65 ans, sauf dérogation, de l'âge où l'employeur peut mettre à la retraite son salarié) ; relance de la concertation sur l'emploi des travailleurs âgés (obligation de négocier, au niveau de la branche, sur la pénibilité du travail et la gestion prévisionnelle des emplois et des compétences des salariés âgés, et, au niveau de l'entreprise, sur le maintien dans l'emploi des travailleurs âgés et sur l'accès à la formation selon l'âge).

Derrière les questions évoquées pour chacune de ces mesures, un enjeu transversal se dessine : le rôle d'une éventuelle insuffisance de la demande de travailleurs âgés, et la façon adéquate d'en tenir compte. Une première hypothèse est que les incitations liées à la politique publique sont premières et que la demande de travail suit. Une telle hypothèse expliquerait que parmi les "trois fronts" proposés par Pisani-Ferry pour mettre un terme au faible emploi des travailleurs âgés en France, deux consistent à modifier les incitations aux départs anticipés ou à la retraite à 60 ans. L'hypothèse alternative considère l'insuffisance de la demande de travail comme un obstacle majeur. Les rapports du COR et du CES mettent ainsi en avant les contraintes que font peser les pratiques des entreprises. Changer les comportements des employeurs en profondeur ressort alors comme un enjeu décisif, qui doit faire l'objet de campagnes d'information et de sensibilisation, ainsi que de mesures

contre la discrimination. La place accordée à la demande de travail dans le diagnostic sur l'emploi des travailleurs âgés est donc un élément transversal qui conditionne les politiques à mettre en place.

### **La demande de travailleurs âgés mal connue**

Face à ces questions de politique économique, la recherche scientifique a pris un certain retard. C'est du moins le bilan qu'on peut faire, en 2001, de la revue de littérature de Bommier, Magnac et Roger (2001) sur l'emploi des travailleurs âgés. Autant les outils d'analyse des comportements d'offre de travail sont sophistiqués et adéquats pour simuler d'éventuelles réformes des systèmes de retraite, autant la demande de travailleurs âgés est mal connue :

“Pour comprendre le fonctionnement du marché du travail pour les travailleurs âgés, il faudrait (...) disposer aussi d'études portant sur la formation des salaires et sur la détermination de la demande de travail mais c'est dans ce domaine (...) que les informations sont les plus rares. (...) Or (...) le peu de résultats empiriques que l'on a trouvé dans la littérature suggère qu'il reste là un vaste domaine de recherche.” (Bommier et al., 2001, p.114-115)

Plus précisément, Bommier, Magnac et Roger montrent que peu de modèles théoriques et d'applications empiriques sur la demande de travail concernent spécifiquement les travailleurs âgés. L'exception principale concerne la détermination des profils de salaire selon l'âge. Cette question est traitée par la théorie du capital humain et, de façon alternative ou complémentaire, par la théorie des contrats de travail incitatifs ou assurantiels ; mais on manque de tests empiriques décisifs pour évaluer la pertinence des différents modèles théoriques et pour estimer un éventuel écart entre salaire et productivité en fin de carrière. Au moins le débat est-il engagé. En revanche, certaines questions n'ont quasiment pas été abordées : Bommier et al. relèvent en particulier “le rôle des chocs technologiques et des caractéristiques des systèmes de retraite sur la manière dont se forment les investissements bilatéraux des travailleurs et des entreprises dans les relations de travail.” (Bommier et al., 2001, p.114). On pourrait ajouter, au regard des questions de politiques publiques évoquées ci-dessus, l'absence d'évaluation spécifiques des politiques de l'emploi ciblées

sur les travailleurs âgés (contribution Delalande, contrats aidés).

Depuis 2001, un certain nombre de travaux sont venus compléter nos connaissances de la demande de travailleurs âgés, à la fois sous la forme de nombreuses études descriptives fines de la situation des seniors sur le marché du travail en France, et par l'analyse de questions précises : estimation de la productivité selon l'âge ; effet du changement organisationnel et technologique sur la demande de travailleurs âgés ; effet des dispenses de recherche d'emploi et de la contribution Delalande sur les transitions des travailleurs âgés sur le marché du travail. Il conviendra de revenir sur ces travaux au fil de la thèse. Il reste vrai néanmoins que la demande de travailleurs âgés est un champ d'analyse mal connu.

### **Comprendre le faible emploi des travailleurs âgés en France**

Mieux comprendre le faible emploi des travailleurs âgés en France, en étudiant le rôle des politiques publiques passées ainsi que celui de la demande de travail, tel est l'objectif général de cette thèse. Cette meilleure compréhension devrait aider à éclairer les questions posées par l'élaboration d'une éventuelle politique de l'emploi des seniors en France.

Néanmoins, il n'est pas possible de pénétrer sans précautions dans ce domaine vaste et peu exploré. Une première étape importante consiste à poser en termes d'analyse économique le problème de l'emploi des travailleurs âgés en France (partie I). Cette étape permettra à la fois de passer en revue les travaux existant et de dégager les axes de recherche qui seront suivis dans les trois parties suivantes : évaluation de la contribution Delalande (partie II), rôle des préretraites dans la préservation de relations d'emploi de long terme (partie III) et effet du changement organisationnel et technologique sur la demande de travailleurs âgés (partie IV). Ces axes de recherche croisent, de façon directe et indirecte, certaines des pistes de politiques publiques dégagées dans cette introduction. Ils s'articulent aussi entre eux et gagnent à être replacés dans le cadre plus large du faible emploi des travailleurs âgés en France. C'est donc au terme de la première partie que le plan et la problématique de la thèse seront plus précisément définis. Les principaux résultats seront résumés de façon détaillée en conclusion.



## Première partie

# Le problème de l'emploi des travailleurs âgés en France



# Chapitre 1

## L'emploi de travailleurs âgés en France : objet, faits stylisés et questionnement

La catégorie de travailleurs âgés ne va pas de soi. Elle ne relève pas, comme d'autres catégories sur le marché du travail, d'un critère extra-économique simple, comme par exemple le genre : aucun critère reconnu ne définit à partir de quand on devient "âgé". Elle ne relève pas non plus d'un concept économique précis : si l'âge est corrélé avec certaines dimensions économiques (comme l'expérience et l'ancienneté, qui renvoient au capital humain général et spécifique), il ne se ramène pas à un concept économique unique ou principal. Une construction de l'objet est donc nécessaire.

Cette construction de l'objet, cependant, n'est pas une étape préalable qu'on pourrait couper de l'analyse empirique et théorique. Le risque serait sinon de fixer une limite d'âge dont la rigidité aurait les inconvénients de focaliser l'analyse statistique sur un seuil dont la pertinence ne serait pas garantie, et de privilégier les ruptures au détriment de la continuité des carrières sur le marché du travail. Il convient donc de construire simultanément l'objet de l'analyse et son questionnement, et d'appuyer cette construction sur des faits empiriques. Tel est l'objet de ce chapitre.

On commence par établir de premiers faits stylisés sur l'emploi des travailleurs

âgés (section 1). Ces faits font apparaître l’empreinte du cadre institutionnel sur les fins de carrière. Ce cadre institutionnel et les interprétations possibles de son rôle sont envisagés dans la section 2. Néanmoins, la persistance des cessations anticipées d’activité malgré les tentatives de réforme suggère le rôle possible d’une faible demande de travail. Les pratiques des entreprises et la demande de travailleurs âgés sont donc abordées dans la section 3. La section 4 rassemble tous ces éléments pour définir l’objet et le questionnement de la thèse.

## 1 Huit faits stylisés sur l’emploi des travailleurs âgés en France

Le premier constat est celui du faible taux d’emploi des travailleurs âgés en France (sous-section 1). Ce faible taux d’emploi doit être replacé dans une perspective historique, qui met en évidence des ruptures marquées (sous-section 2). Les catégories globales de l’emploi et du non emploi ne doivent pas masquer la diversification des trajectoires de fin de carrière (sous-section 3), ni les différences selon la qualification et le secteur d’activité (sous-section 4).

### 1.1 Le faible taux d’emploi des travailleurs âgés en France

#### 1.1.1 Comparaison internationale

La figure 1.1 présente les taux d’emploi masculin<sup>1</sup> après 50 ans, dans différents pays de l’OCDE en 2000. Alors que la France se situe dans la moyenne pour le taux d’emploi des travailleurs de 50-54 ans avec un taux de 85%, elle se distingue par de faibles taux après 55 ans (respectivement 60,4% et 14,8% pour les hommes de

---

<sup>1</sup>L’avantage du taux d’emploi – ratio du nombre de personnes en emploi sur l’effectif de la classe d’âge – est d’être insensible aux jeux de vases communicants entre chômage et certaines formes d’inactivité très proches du chômage. Cela permet en particulier des comparaisons internationales robustes aux différences de cadres institutionnels nationaux. Mais cela masque aussi d’importantes différences – notamment entre temps plein et temps partiel, entre préretraites, invalidité et chômage,... On sera donc amené à envisager par la suite des mesures plus désagrégées.

Par ailleurs, afin de ne pas alourdir à l’excès, on se limite ici fréquemment aux statistiques concernant les hommes, l’évolution de l’emploi des femmes étant souvent plus difficile à interpréter puisqu’elle fait intervenir d’importants changements de comportements d’activité au fil des générations.

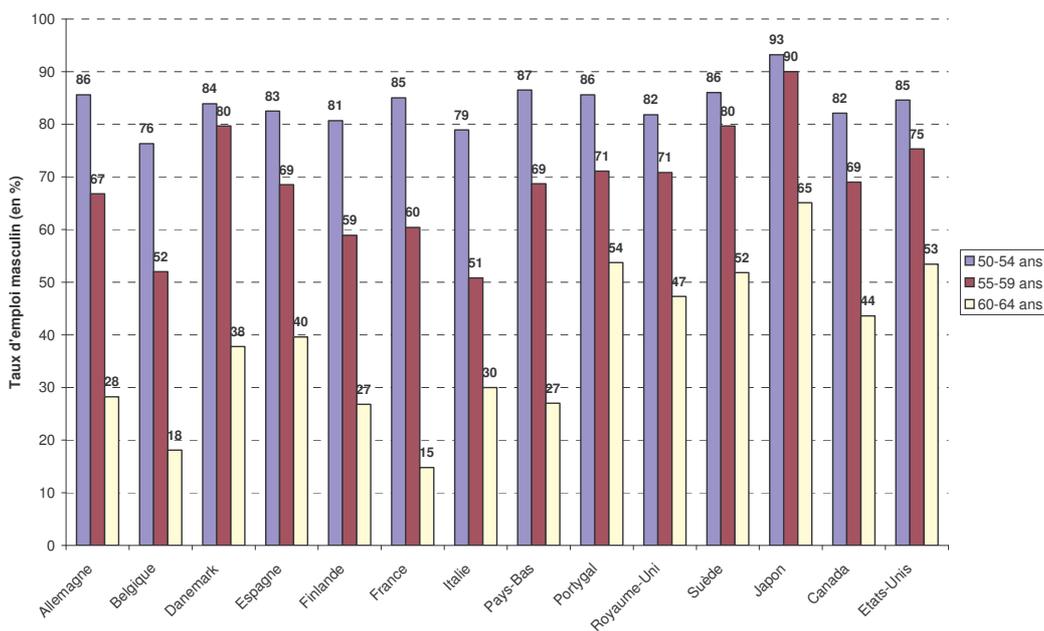


FIG. 1.1 – Taux d’emploi masculin selon l’âge dans différents pays de l’OCDE (2000 ; source : OCDE - Statistiques de la force de travail)

55-59 et 60-64 ans). Ainsi, s’il ne faut pas trop vite parler de “spécificité française” (des pays comme la Belgique, la Finlande, l’Italie ou, dans une moindre mesure, l’Allemagne et les Pays-Bas connaissant des situations comparables), la France figure parmi les pays de l’OCDE où l’emploi des travailleurs âgés est le plus faible.

### 1.1.2 Décomposition du non emploi

Plus encore que le chômage aux âges médians, le non emploi des plus de 50 ans est une réalité multidimensionnelle, un “halo” dont un indicateur unique rend mal compte.

En 2002, selon l’Enquête Emploi, le non emploi s’élève à 15% pour les hommes de 50 à 54 ans, et à 42% pour les hommes de 55 à 59 ans. Pour les femmes, ces proportions sont de 33% et 54% respectivement. Les déclarations de l’Enquête Emploi ne permettent pas de bien identifier chômeurs dispensés de recherche d’emploi et préretraités. Elles sont donc redressées pour tenir compte du fait que de nombreux chômeurs de plus de 55 ans se déclarent préretraités. La figure 1.2 donne une esti-

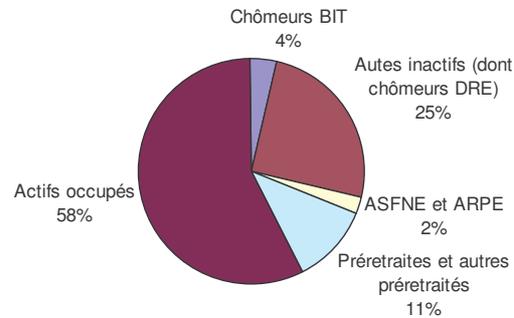


FIG. 1.2 – Situation sur le marché du travail français des hommes âgés de 55-59 ans en 2002 (source : Anglaret, 2004)

mation de la répartition des travailleurs de plus de 55 ans sur le marché du travail (Anglaret, 2004).

On note que dès 2002, les prêretraités des dispositifs ARPE et ASFNE sont fortement minoritaires (2,1%). De la même façon, le chômage au sens du BIT, qui exclut les chômeurs dispensés de recherche d'emploi (DRE), ne représente qu'une faible part du total (3,9%).<sup>2</sup>

## 1.2 La baisse des taux d'emploi selon l'âge : continuités et ruptures

La figure 1.3 donne l'évolution du taux d'activité masculin selon l'âge sur un siècle, entre 1896 et 1996.<sup>3</sup> Si le taux d'activité des travailleurs de 60-64 ans connaît un trend séculaire de baisse qui s'accélère à partir des années 1970, celui des travailleurs de 55-59 ans décroît de façon marquée entre 1975 et 1990 (figure 1.3). Que la rupture apparaisse nette avec le recul d'un siècle est emblématique du problème posé : s'il y avait une rupture à expliquer dans l'emploi des seniors, ce serait celle-là.

<sup>2</sup>Ces dispositifs sont présentés en détail dans la section 2.

<sup>3</sup>Ces statistiques sont tirées de Marchand et Thélot (1997), qui utilisent les recensements de population et l'Enquête Emploi de 1996.

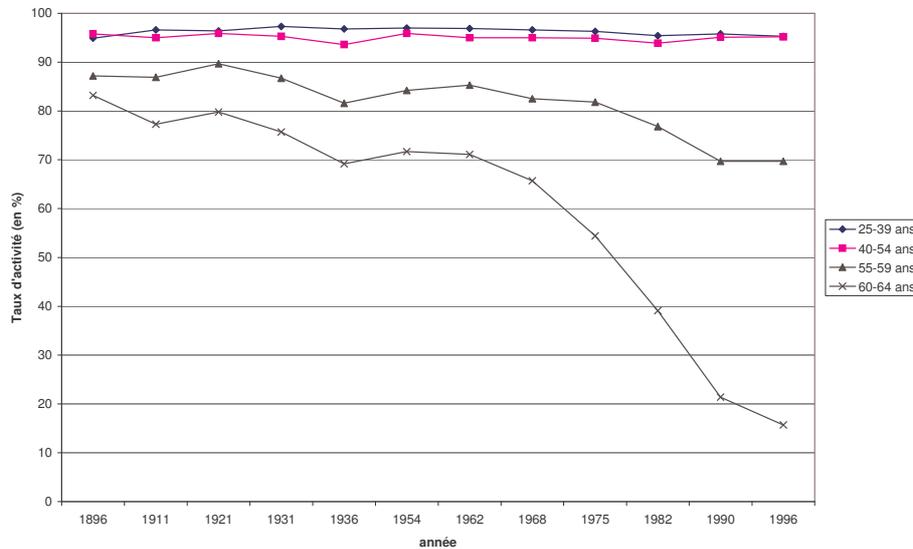


FIG. 1.3 – Taux d’activité des hommes par âge, de 1896 à 1996 (source : Marchand et Thélot, 1997)

La figure 1.4 recentre la perspective sur les 35 dernières années. De préférence au taux d’activité, on reporte cette fois le taux d’emploi masculin, en distinguant des catégories d’âge plus fines. On voit se dessiner une histoire spécifique de l’emploi des travailleurs de 56-59 ans, marquée par une forte rupture au début des années 1980 (en particulier, entre mars 1981 et mars 1983) : le taux d’emploi baisse d’environ 10 points en deux ans. Vient ensuite une stabilisation à partir du milieu des années 1980, avec même un léger mieux pour les travailleurs de 56-57 ans à l’occasion des périodes de plus forte croissance des deux fins de décennie 1980 et 1990.

Par opposition, les plus jeunes (on note qu’il n’y a pas lieu de distinguer ici, en termes d’évolution, les hommes 50-55 ans de ceux de 30-49 ans) et les plus âgés connaissent des trends réguliers de la baisse de leur taux d’emploi : 10 points en 30 ans pour les hommes de 54-55 ans, 50 points pour ceux de 60-61 ans.

Il conviendra bien sûr de désagréger ces catégories globales que sont emploi et non emploi. Mais auparavant se pose une question simple. Le marché du travail est caractérisé par d’importants flux entre statuts d’emploi ; que peut-on dire ici du rôle des flux entre emploi et non emploi dans la montée du non emploi observée ? Cette

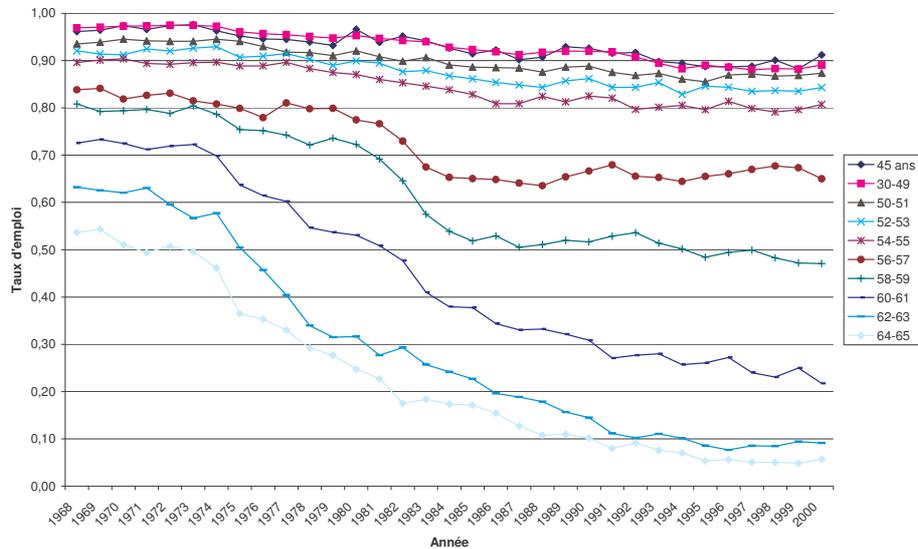


FIG. 1.4 – Taux d’emploi masculin selon l’âge, 1968-2000 (calculs à partir de l’Enquête Emploi)

dernière vient-elle surtout d’une hausse des sorties de l’emploi, ou d’une baisse des chances de retour à l’emploi ?

Les figures 1.5 et 1.6 décrivent l’évolution des taux de transition annuels entre emploi et non emploi selon l’âge, entre 1975 et 2000.<sup>4</sup>

Le taux de retour à l’emploi s’est fortement dégradé pour les hommes de plus de 50 ans à la fin des années 1970. Jusqu’à 56 ans, cette dégradation de début de période est suivie d’une remontée progressive, de façon à presque retrouver le niveau initial à la fin des années 1990. Pour les salariés de plus de 56 ans, la dégradation est durable. Les conséquences sont radicales : en 1999, un travailleur de 56 ans sans emploi a 7 fois moins de chances de retrouver un emploi l’an suivant que s’il avait entre 40 et 49 ans ; le rapport était de 2,5 seulement en 1975.

Les taux de sortie de l’emploi diminuent eux aussi fortement. On retrouve approximativement les mêmes différences entre catégories d’âge et la même chronologie que dans l’étude des taux d’emploi. Avant 54 ans, la hausse des taux de sortie de

<sup>4</sup>Il s’agit de taux de transition annuels calculés à partir du panel tournant de l’Enquête Emploi (en utilisant la variable FI). Le taux de transition de l’emploi vers le non emploi en  $t$  est le rapport du nombre de travailleurs sans emploi en  $t$  ayant trouvé un emploi en  $t + 1$  sur le nombre de travailleurs sans emploi en  $t$ .

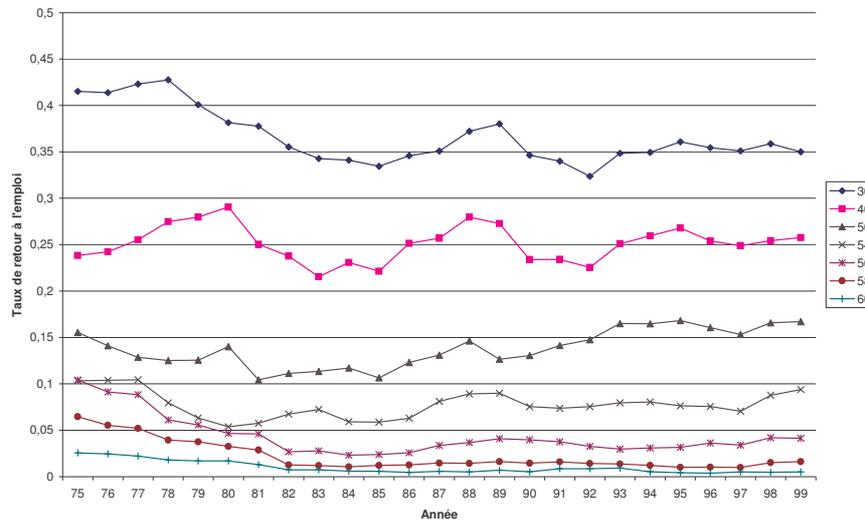


FIG. 1.5 – Taux de transition entre non emploi et emploi selon l'âge, 1975-2000 (calculs à partir de l'Enquête Emploi)

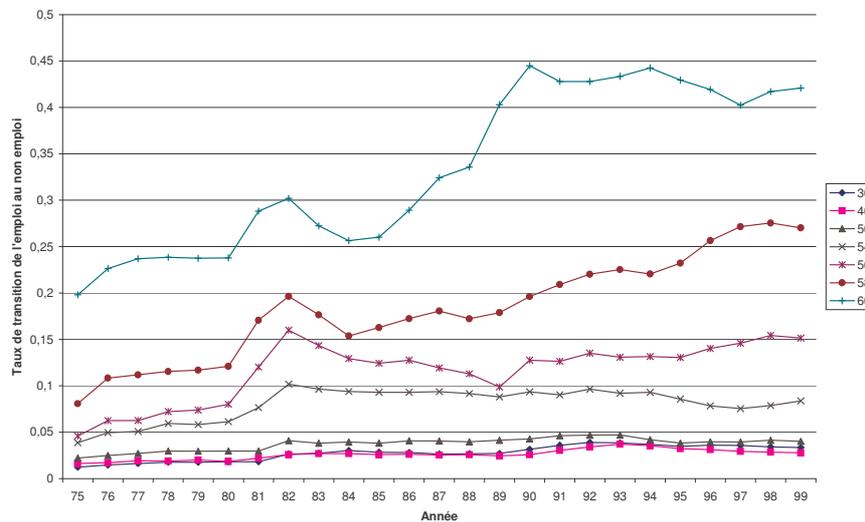


FIG. 1.6 – Taux de transition de l'emploi au non emploi selon l'âge, 1975-2000 (calculs à partir de l'Enquête Emploi)

l'emploi est continue et progressive. A partir de 54 ans et 56 ans surtout, elle s'accroît et marque un saut au début des années 1980. Le risque de sortie de l'emploi est ainsi multiplié par plus de 3 entre le début et la fin de la période. Le parallélisme avec l'évolution des taux d'emploi est marqué. Peut-on plus précisément mesurer la part jouée par les sorties de l'emploi dans l'évolution du taux d'emploi, et la comparer au rôle des difficultés à retrouver un emploi, qui ont elles aussi augmenté sur la période ?

Un bref arrêt sur la méthode est nécessaire. Les décompositions des taux de chômage qui visent à mettre en évidence le rôle des flux entrant et sortant dans les différences observées sur les stocks – par exemple, dans des comparaisons interrégionales de taux de chômage – raisonnent d'ordinaire par rapport à l'état stationnaire,

$$u_i = \frac{s_i}{s_i + h_i}$$

où  $u$  est le taux de chômage, tandis que  $s$  et  $h$  sont les taux de sortie de l'emploi et de retour à l'emploi. Une telle méthode ne peut s'appliquer ici sur des comparaisons entre catégories d'âge, dans la mesure où le taux de sortie de l'emploi à un âge donné ne résulte pas de flux stationnaires, mais bien du taux de chômage et des flux aux âges antérieurs. On a plutôt :

$$\forall a, t, \quad e_{a,t} = (1 - s_{a-1,t-1})e_{a-1,t-1} + h_{a-1,t-1}(1 - e_{a-1,t-1})$$

où  $e_{a,t}$  dénote un taux d'emploi à l'âge  $a$  et à la date  $t$ , et  $s$  et  $h$  sont les taux de transition entre emploi et non emploi (et vice-versa).

Pour évaluer le rôle de  $s$  et de  $h$  dans l'évolution observée des taux d'emploi selon l'âge, on construit deux "contrefactuels". Le premier gèle à leur niveau de 1975 les taux de retour à l'emploi  $h$  et simule après 1975 les taux d'emploi en fonction des variations observées de  $s$ , en prenant pour base les taux observés (indiqués *obs*) pour 1975 et pour les travailleurs de 50 ans après 1975. Soit :

$$\begin{aligned} \forall a > 50, t > 1975, & \quad e_{a,t}^1 = (1 - s_{a-1,t-1})e_{a-1,t-1}^1 + h_{a-1,1975}(1 - e_{a-1,t-1}^1) \\ \forall t \geq 1975, & \quad e_{50,t}^1 = e_{50,t}^{obs} \\ \forall a \geq 50, & \quad e_{a,1975}^1 = e_{a,1975}^{obs} \end{aligned}$$



FIG. 1.7 – Taux de non emploi à 58-59 ans, observé et simulé en gelant les taux de transition entre emploi et non emploi, 1975-2000 (calculs à partir de l’Enquête Emploi)

Symétriquement, le deuxième “contrefactuel” gèle à leur niveau de 1975 les taux de transition vers le non emploi et simule les taux d’emploi en fonction des taux de retour à l’emploi observés après 1975, soit :

$$\begin{aligned}
 \forall a > 50, t > 1975, & \quad e_{a,t}^2 = (1 - s_{a-1,1975})e_{a-1,t-1}^2 + h_{a-1,t-1}(1 - e_{a-1,t-1}^2) \\
 \forall t \geq 1975, & \quad e_{50,t}^2 = e_{50,t}^{obs} \\
 \forall a \geq 50, & \quad e_{a,1975}^2 = e_{a,1975}^{obs}
 \end{aligned}$$

La figure 1.7 donne les taux de non emploi observés et simulés à 58-59 ans. Il apparaît que la baisse des taux de retour à l’emploi après 50 ans à partir de 1975 est très insuffisante pour entraîner la baisse du non emploi observée, alors que la hausse des sorties de l’emploi suffit pour l’essentiel.

Ainsi, de façon étonnamment tranchée, la décomposition indique que, d’un point de vue purement mécanique, la hausse du non emploi après 56 ans est la résultante de sorties de l’emploi plus fréquentes. Certes, le non emploi devient de plus en plus un état absorbant après 1975, mais c’est déjà le cas auparavant, si bien que ce changement a un effet de second ordre sur le taux d’emploi.

Il faut se garder d'interprétations trop fortes de ce résultat. La baisse du taux de retour à l'emploi sur la période après 56 ans est loin d'être négligeable ; elle a des conséquences importantes sur les trajectoires individuelles en réduisant les chances de sortie du non emploi. Par ailleurs, les flux  $s$  et  $h$  ne sont pas indépendants. En particulier, une hausse de  $s$  tend à augmenter le stock de chômeurs, ce qui peut conduire à des effets d'engorgement (externalité négative d'appariement) : la probabilité de trouver un emploi diminue pour tous les chômeurs,  $h$  baisse. Cet effet d'engorgement peut être renforcé par un effet de dépendance d'état : le capital humain des chômeurs se déprécie et leurs chances de retrouver un emploi diminuent encore. D'autre part, on peut penser que la hausse de  $s$  affecte la composition des nouveaux chômeurs : si les entreprises licencient d'abord les travailleurs les moins productifs, la hausse des taux de licenciement va conduire à licencier des travailleurs en moyenne de plus en plus productifs. Toutes choses égales par ailleurs, cela devrait conduire à une hausse de  $h$ . Les interactions entre flux et stocks sont donc complexes, et un modèle plus complet serait nécessaire pour intégrer ces interactions, et pas seulement les décomposer de façon comptable.<sup>5</sup>

Enfin, en termes de comportements économiques, l'examen des chances de retour en emploi peut être aussi riche d'enseignements sur l'offre et la demande de travail que l'examen des sorties de l'emploi, même si ces dernières s'avèrent avoir un impact plus élevé sur les stocks. Autrement dit, la hausse des sorties de l'emploi peut être éclairée utilement par la baisse des taux de retour à l'emploi, si ces deux phénomènes ont des causes communes.

### 1.3 La diversification des trajectoires de fin de carrière

Il convient à présent de faire éclater les catégories globales de l'emploi et du non emploi. S'agit-il d'emploi à temps plein ou à temps partiel ? Comment se répartit le non emploi entre chômage, préretraite et autres formes d'inactivité (invalidité,...) ? Quel est le rôle de la mobilité d'emploi à emploi ?

---

<sup>5</sup>Un tel modèle est développé dans le chapitre 2, à l'occasion de l'évaluation de la contribution Delalande.

### 1.3.1 La multiplication des états transitoires : préretraites, temps partiel et chômage

Comme le notent Bommier, Magnac et Roger (2003), derrière la stabilité relative des taux d'emploi à partir du milieu des années 1980, d'importantes transformations sont à l'oeuvre. Elles concernent principalement la montée du temps partiel et du chômage, qui jouent un rôle accru comme points de passage entre temps complet et inactivité.

Pour les hommes de 50-54 ans (respectivement 55-59 ans), le taux de chômage passe ainsi de 4,5% (respectivement 5%) à 8,7% (respectivement 11%) entre 1982 et 1999. Il touche nettement plus les moins diplômés (niveau d'études primaires pour les hommes, et primaire et secondaire – CAP, BEP – pour les femmes). Cette plus forte montée du chômage chez les moins diplômés n'est pas spécifique aux quinquagénaires.

La montée du temps partiel concerne, pour les hommes, seulement ceux qui ont plus de 55 ans. Ainsi, la part de l'emploi à temps partiel pour les hommes de 55-59 ans passe de 1,9% à 5,7% entre 1984 et 1997. Pour les femmes, il s'agit plutôt d'une augmentation progressive au fil des générations, sans rupture autour de 55 ans.<sup>6</sup> Ce diagnostic longitudinal de Bommier et al. est confirmé si on regarde en coupe le taux de temps partiel selon l'âge en 2002. Pour les femmes, le profil complexe peut bien traduire l'interaction d'effets d'âge et de génération. Pour les hommes, la montée du temps partiel commence seulement à 55 ans (figure 1.8).

Ces changements dans la composition de l'emploi et du non emploi après 55 ans se traduisent par des trajectoires de sortie d'activité diversifiées que Burricand et Roth (2000) rassemblent en quatre "trajectoires types" de sortie d'activité pour les générations nées entre 1922 et 1936. La première mène directement de l'emploi à la retraite – mais concerne seulement 45% des hommes et 42% des femmes ayant occupé un emploi après 49 ans. La seconde passe par le chômage avant la retraite (13,5% des hommes, 18% des femmes), la troisième par les préretraites (32% des hommes, 21% des femmes) et la quatrième (9% des hommes, 19% des femmes, dont la moitié de femmes au foyer) par d'autres formes d'inactivité : invalidité, longue maladie, retour

---

<sup>6</sup>Selon Bommier, Magnac et Roger (2003) cela semble traduire la montée générale du temps partiel féminin (favorisé notamment par l'abattement forfaitaire sur les cotisations sociales patronales).

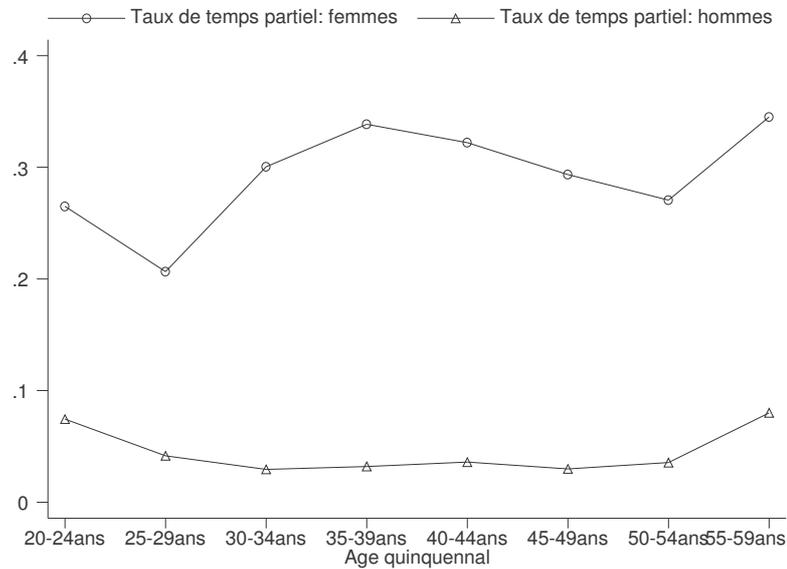


FIG. 1.8 – Taux de temps partiel selon l’âge, 2002 (calculs à partir de l’Enquête Emploi)

au foyer. L’analyse toutes choses égales par ailleurs révèle d’importantes disparités des chances individuelles d’emprunter l’une ou l’autre trajectoire : un ouvrier de l’industrie a seulement 29% de chances de rester en emploi jusqu’au bout et 44% de passer par la préretraite, 19% par le chômage et 9% par l’inactivité (Burrigand et Roth, 2000).

### 1.3.2 La mobilité d’emploi à emploi

La faible modification des transitions entre emploi et non emploi masque de forts changements à l’intérieur de ces catégories. De même, la faible fluidité du marché des travailleurs de plus de 50 ans<sup>7</sup> ne masque-t-elle pas des spécificités des transitions d’emploi à emploi?<sup>8</sup> La comparaison internationale montre en effet comment l’examen des flux d’emploi à emploi peut conduire à réviser la perception de la fluidité

<sup>7</sup>Cette faible fluidité apparaît si on compare le taux de retour à l’emploi des chômeurs quinquagénaires à celui des travailleurs d’âge médian, lui-même peu élevé au regard de la comparaison internationale.

<sup>8</sup>On désigne ici par “mobilité d’emploi à emploi” les changements d’entreprise sans passage par le chômage, et par “mobilité externe” un changement d’entreprise avec ou sans passage par le chômage.

d'un marché.<sup>9</sup>

Lainé (2003a) étudie la mobilité d'emploi à emploi des quinquagénaires à partir du panel DADS au 1/25e.<sup>10</sup> Plus précisément, la "mobilité externe" qu'il étudie est une mobilité à 3 ans, entre l'emploi principal de 1996 et celui de 1999, selon l'âge en 1996.<sup>11</sup> Le premier constat est la décroissance continue du taux de mobilité externe avec l'âge, qui indique la stabilisation des travailleurs âgés dans leur entreprise. Néanmoins, les différences de mobilité entre catégories socioprofessionnelles aux âges médians se retrouvent en général chez les quinquagénaires : la mobilité externe des plus de 50 ans reproduit, à une fréquence moindre, celle des moins de 50 ans.<sup>12</sup>

Le second constat porte sur l'évolution des salaires. On distingue les travailleurs non mobiles, les travailleurs ayant connu une mobilité d'emploi à emploi et ceux qui ont changé d'entreprise en passant par le chômage. La figure 1.9 donne l'évolution médiane des salaires de ces trois groupes selon l'âge. Pour les salariés de moins de 30 ans, la mobilité d'emploi à emploi s'accompagne dans la majorité des cas de gains de salaire par rapport à l'évolution médiane des travailleurs non mobiles. Ce gain de mobilité disparaît entre 30 et 50 ans mais réapparaît pour les plus de 50 ans. En revanche, le changement d'entreprise via le chômage conduit majoritairement à des

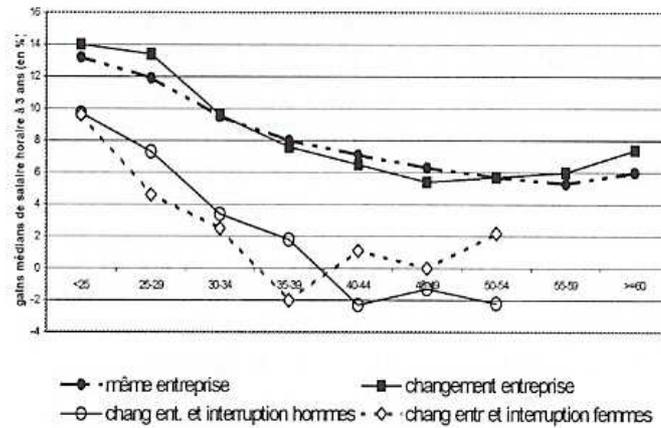
---

<sup>9</sup>Voir par exemple Jolivet et al. (2004). Ces changements d'entreprise qui ne passent pas par le chômage peuvent provenir de départs volontaires de travailleurs, attestant ainsi l'existence d'offres d'emplois attractives, ou se faire sous la menace d'un licenciement. Pour la France et tous âges confondus, à partir du Panel européen des ménages, Jolivet et al. (2004) calculent que 35% des transitions d'emploi à emploi s'accompagnent de baisses de salaire. Ce pourcentage peut sous-estimer la mobilité involontaire dans la mesure où certains départs involontaires peuvent donner lieu à l'obtention d'un emploi plus rémunérateur. A partir d'un modèle de recherche d'emploi, Jolivet et al. évaluent à 48% la part des départs involontaires dans la mobilité d'emploi à emploi en France. Comparée aux autres pays européens qu'ils étudient et aux Etats-Unis, la France se caractérise ainsi comme un pays à forte mobilité d'emploi à emploi, avec une forte composante de mobilité involontaire.

<sup>10</sup>C'est-à-dire l'échantillon des individus nés en octobre d'une année paire tiré des Déclarations administratives de données sociales. Cette source limite la population étudiée aux salariés du privé.

<sup>11</sup>Cette mobilité est donc calculée sur la population en emploi aux deux dates. Pour les plus âgés, cela peut introduire un biais de sélection important dans la mesure où les cessations anticipées d'activité (préretraites, chômage) ne sont pas réparties aléatoirement. Ce biais n'est pas contrôlé et doit donc être pris en compte dans l'interprétation.

<sup>12</sup>Ainsi, alors que le taux de mobilité externe des quinquagénaires est de 15,7% pour l'ensemble des travailleurs de plus de 50 ans, il vaut 24% pour les agents de surveillance, 24% pour les professions de de l'information, des arts et des spectacles, 22% pour les ouvriers non qualifiés de type artisanal, 20% pour les chauffeurs, 20% pour les employés de commerce. Toutes ces catégories socioprofessionnelles sont aussi caractérisées par une forte mobilité aux âges médians.



Source : INSEE, DADS. Traitement : DARES

FIG. 1.9 – Evolutions médianes cumulées de salaire sur 3 ans en fonction de la mobilité (source : Lainé, 2003a)

baisses de salaires pour les travailleurs de plus 40 ans, et ce jusque 54 ans<sup>13</sup>, sans que la décote n’augmente au-delà de 40 ans. Cette absence de décote additionnelle après 40 ans suggère que le coût du chômage ou de l’inactivité n’est pas plus fort pour les quinquagénaires qu’aux âges médians – à condition d’en sortir.<sup>14</sup>

Par ailleurs, ces évolutions médianes masquent une forte dispersion des évolutions de salaires dans chaque tranche d’âge. Il existe ainsi une mobilité qu’on peut appeler “offensive” chez certains travailleurs âgés et qui se traduit par des hausses de salaires : un quart des travailleurs de 55-59 ans voit son salaire augmenter d’au moins 23% en changeant d’entreprise, ce qui est comparable à ce qu’on observe pour les trentenaires. Cette mobilité offensive se retrouve surtout chez les seniors qualifiés (cadres, professions intermédiaires). Par ailleurs, les baisses de salaires ne sont pas plus fréquentes, en cas de mobilité externe, qu’aux âges médians. Ce point

<sup>13</sup>Les retours à l’emploi sont trop peu fréquents pour évaluer de la même manière des décotes salariales liées au passage par le chômage après 55 ans.

<sup>14</sup>Le coût pourrait en réalité être plus fort pour les plus âgés à *caractéristiques équivalentes*. Les caractéristiques observées et *a fortiori* inobservées ne sont en effet pas contrôlées ; les chômeurs âgés retrouvant du travail sont peu nombreux, et ont vraisemblablement des caractéristiques moyennes plus favorables que les chômeurs jeunes qui retrouvent un emploi.

est intéressant à noter par contraste avec les Etats-Unis où on observe l'importance des "emplois passerelles" (*bridge jobs* ; cf. Ruhm, 1990) entre l'emploi principal occupé au cours de la carrière (*career job*) et la retraite. Les emplois passerelles aux Etats-Unis s'accompagnent d'une importante mobilité sectorielle et professionnelle, ainsi que de fortes décotes de salaires.<sup>15</sup> Ces emplois passerelles et les décotes qui s'y rapportent ne semblent pas exister en France, du moins sur une échelle importante.

En résumé, l'augmentation avec l'âge des transitions de l'emploi vers l'inactivité s'accompagne d'une baisse des transitions d'emploi à emploi, mais moindre. Cette mobilité d'emploi à emploi a des traits assez voisins de celle observée aux âges médians en termes d'évolution de salaires. La spécificité des carrières des quinquagénaires vient donc d'abord de leur éviction anticipée de l'emploi et non, comme aux Etats-Unis, de la spécificité des emplois vers lesquels ils se dirigent.

### 1.3.3 Une synthèse des flux selon l'âge

Afin de faire ressortir les seuils d'âge pertinents, il est utile de synthétiser les flux sur le marché du travail selon l'âge, pour les hommes. On distingue pour cela deux états initiaux : le chômage et l'emploi en CDI à temps plein ; et on examine les taux de transition annuels à partir de ces deux états (figures 1.10 et 1.11). Les données sont tirées des Enquêtes Emploi récentes, en regroupant les années 1998 à 2002 pour disposer d'échantillons suffisants.

Les changements avec l'âge se manifestent de façon plus ou moins continue. Ainsi, les chances des chômeurs de retourner en emploi (CDI comme CDD) diminuent continûment à partir de 30 ans, et deviennent extrêmement faibles au-delà de 55 ans. Les transitions d'emploi à emploi se raréfient continûment à partir de 20 ans. En revanche, les transitions de l'emploi à temps plein vers le temps partiel, les préretraites ou le chômage marquent une hausse rapide autour de 55 ans, ce

---

<sup>15</sup>Ruhm (1990) signale des décotes de salaire d'au moins 25% dans (i) 61,1% des cas si le passage vers un *bridge job* s'accompagne de changement de secteur et d'occupation (ce qui représente 23,9% des transitions vers des *bridge jobs*) ; (ii) 29,8% des cas si le passage vers un *bridge job* s'accompagne d'un changement de secteur ou d'occupation et pas les deux (51,6% des cas) ; (iii) 15,5% des cas sinon (pour les 24,5% des cas restant). Au total, les décotes de salaire excèdent donc 25% dans environ 34% des cas.

Même si l'indicateur proposé par Lainé (2003, tableau 2) n'est pas directement comparable, il suggère des décotes moins fréquentes ou plus faibles en France : la baisse de salaire horaire y est supérieure à 7% pour seulement 25% des quinquagénaires mobiles.

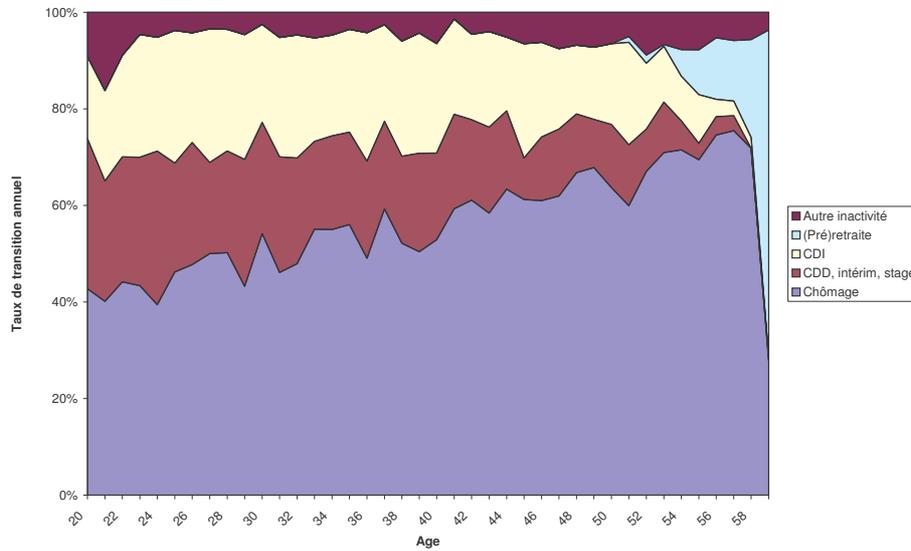


FIG. 1.10 – Situation l’année suivante des chômeurs (hommes) selon l’âge, 1998-2002 (calculs à partir de l’Enquête Emploi)

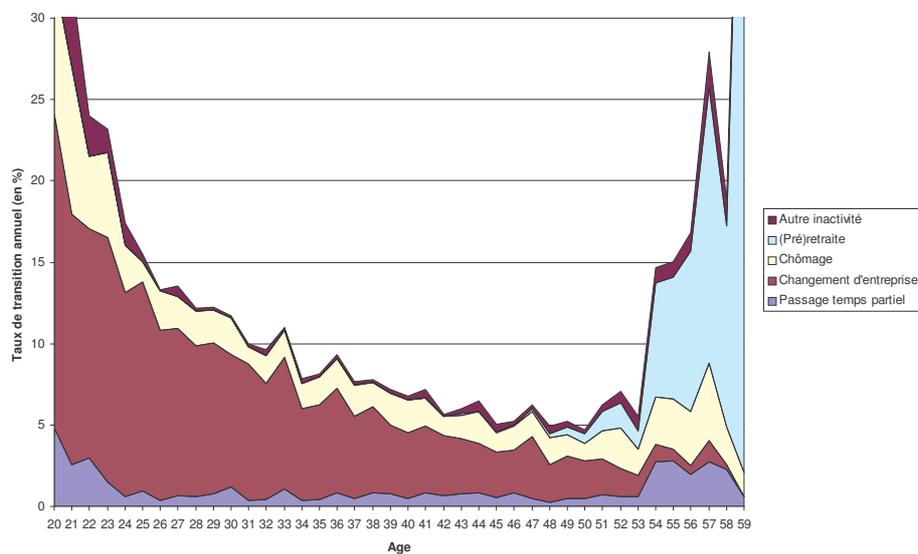


FIG. 1.11 – Taux de transition à partir de l’emploi (à temps plein) chez les hommes selon l’âge, 1998-2002 (calculs à partir de l’Enquête Emploi)

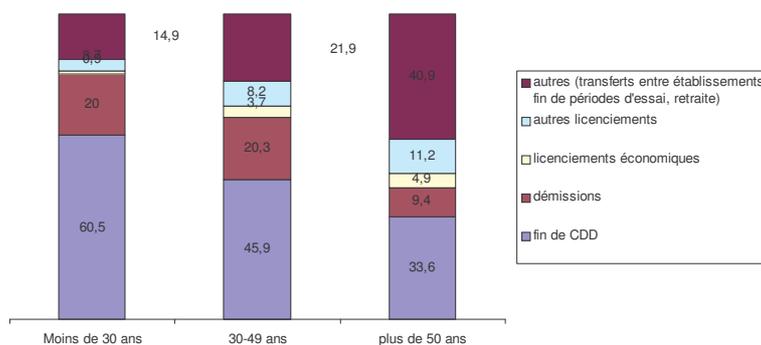


FIG. 1.12 – Motifs de sortie selon l'âge, troisième trimestre 2003 (source : Le Roux et Lutinier, 2004)

qui confirme l'existence d'un effet de seuil lié aux dispositifs de cessation anticipée d'activité, partielle<sup>16</sup> ou totale, à partir de cet âge.

Les déclarations de mouvements de main-d'oeuvre (DMMO et EMMO) permettent de compléter et corroborer l'information sur les mouvements à partir d'un emploi, grâce aux déclarations par l'employeur des motifs de départs (Le Roux et Lutinier, 2004). Cette décomposition est donnée figure 1.12. A la montée des départs en chômage correspond après 50 ans une hausse des licenciements (en particulier pour motif personnel<sup>17</sup>). A la rareté des mobilités d'emploi à emploi correspond après 50 ans la part très faible des démissions.

#### 1.4 Différences selon la qualification et le secteur d'activité

On s'est jusqu'à présent fondé sur des données agrégées, en fonction des sources disponibles. Cela présente deux inconvénients. Le premier a été soulevé déjà<sup>18</sup> : c'est celui d'éventuels effets de composition, qui feraient attribuer à l'âge l'effet d'autres

<sup>16</sup>Il est en effet probable que, pour les hommes, la montée du temps partiel soit due aux préretraites progressives (cf. sur ce point Bommier, Magnac et Roger, 2003).

<sup>17</sup>Même si une évaluation chiffrée n'est pas possible, une part conséquente de ces licenciements pour motif personnel pourrait être un moyen de contourner la contribution Delalande. Ils s'accompagnent souvent d'une transaction entre l'employeur et le salarié, qui complète les indemnités du second et garantit l'employeur contre un recours en justice (voir par exemple Devillechabrolle, 2004).

<sup>18</sup>Voir ci-dessus l'étude des transitions entre emploi et non emploi, et l'étude des transitions d'emploi à emploi.

variables qui lui sont corrélées (l'ancienneté dans l'entreprise, le niveau de formation scolaire ou tout autre variable variant avec les générations,...). Le second est de négliger des différences qui peuvent être importantes pour l'analyse : rien ne permet de préjuger que le faible emploi après 55 ans soit un phénomène global, qui concerne toute la population active. Par exemple, si le progrès technique affecte la demande relative de travail pour les différents âges, on s'attend à observer des évolutions contrastées entre secteurs et niveaux de qualification.

On procède donc à des analyses désagrégées en retenant trois dimensions : la qualification, d'une part, et le secteur et la taille de l'établissement d'autre part.

#### 1.4.1 Evolution des taux d'emploi selon la qualification

Les figures 1.13 et 1.14 retracent les évolutions de taux d'emploi masculin selon la catégorie socioprofessionnelle et le diplôme depuis 1975. On a regroupé les années par sous-périodes de 3 ou 4 ans, en essayant de distinguer périodes de haute et de basse conjoncture sur le marché du travail. Quatre tranches d'âge sont retenues : 30-49 ans, 50-55 ans, 56-57 ans et 58-59 ans, afin de permettre le suivi précis de la tranche de 56-59 ans, dont on a vu la spécificité.

Parmi les hommes de 30 à 49 ans, on observe une baisse marquée de l'emploi des moins qualifiés (ouvriers, employés) ou moins diplômés (titulaires du certificat d'étude primaire – CEP – ou sans diplôme). Le taux d'emploi des autres catégories baisse également, mais de façon nettement moins rapide, avec une accélération lors de la récession de 1993. Ce contraste entre qualifications se retrouve, simplement légèrement accentué, pour les hommes de 50-55 ans. A nouveau, il n'apparaît donc pas de différence majeure entre les hommes d'âge médian (30-49 ans) et ceux de 50-55 ans. La différence est beaucoup plus nette à partir de 56 ans. Cette fois, seuls les plus qualifiés (cadres) ou les très diplômés apparaissent protégés de la montée du non emploi. Le taux d'emploi est même stable, voire légèrement croissant, pour les cadres de 56-57 ans. En revanche, les professions intermédiaires voient leur taux d'emploi décliner nettement, en même temps que les autres catégories moins qualifiées, au début des années 1980. Il en va de même, quoique de façon un peu moins prononcée, pour ceux ayant interrompu leurs études au moment du baccalauréat. Le contraste est particulièrement net quand on compare l'effet du diplôme pour les hommes de

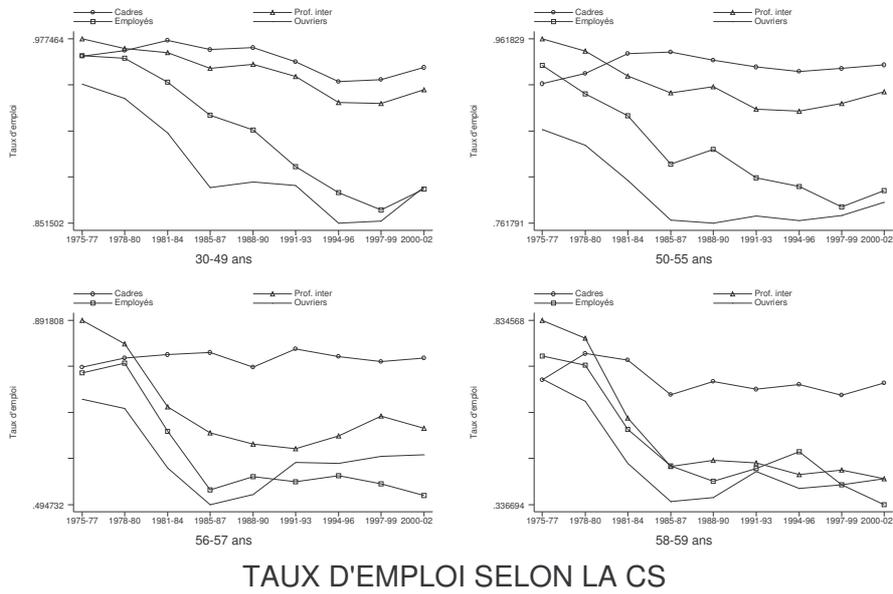


FIG. 1.13 – Taux d'emploi masculin selon l'âge et la catégorie socioprofessionnelle, 1975-2002 (calculs à partir de l'Enquête Emploi)

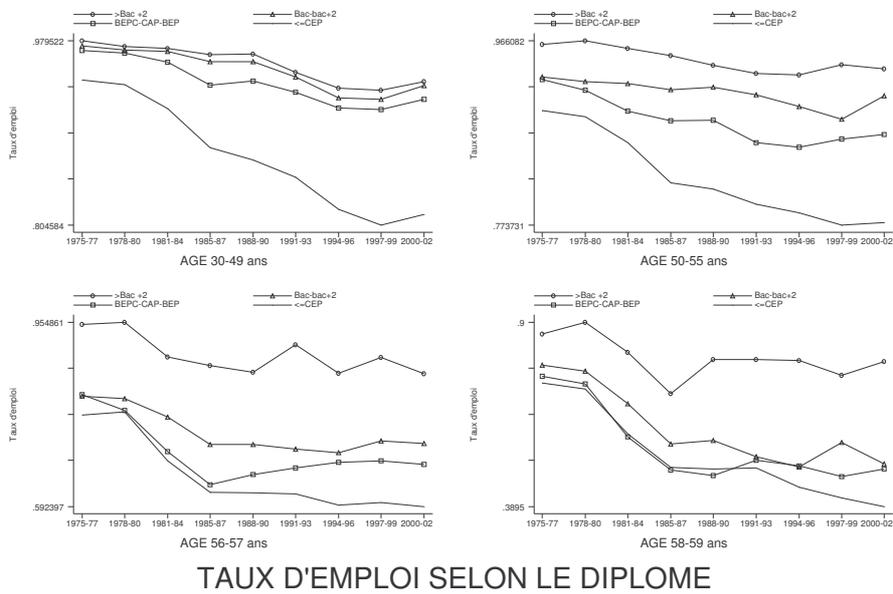


FIG. 1.14 – Taux d'emploi masculin selon l'âge et le diplôme, 1975-2002 (calculs à partir de l'Enquête Emploi)

30 à 49 ans et ceux de 56-57 ans : avant 49 ans, la ligne de démarcation se situe entre le primaire et le secondaire ; après 56 ans, elle se trouve entre baccalauréat et études supérieures (bac+2 et au-delà). Ce fait est d'autant plus remarquable que la structure par diplôme a fortement évolué d'une génération à l'autre, si bien que les titulaires de diplômes supérieurs sont sensiblement moins nombreux en fin de période parmi les quinquagénaires que parmi les salariés d'âge médian. Dans une certaine mesure (car il demeure des différences en dessous du baccalauréat et entre catégories socioprofessionnelles plus ou moins qualifiées), la hausse du non emploi aux âges élevés vient réduire le rôle protecteur du diplôme ou de la qualification, en le limitant à la frange supérieure, nettement minoritaire. La montée du non emploi après 56 ans apparaît donc comme un phénomène à la fois de beaucoup plus grande ampleur et de portée plus générale que celle qu'on observe aux âges médians.

#### 1.4.2 Emploi et flux selon le secteur et le type d'établissement

Les quinquagénaires sont surreprésentés dans les établissements anciens et de grande taille. Ils représentent ainsi environ 24% des effectifs des établissements de plus de 1000 salariés contre environ 15% des effectifs des établissements de moins de 200 salariés (Aubert, 2004). Par ailleurs, leur ancienneté moyenne est de respectivement 17 ans et 24 ans dans les entreprises de moins de 50 et de plus de 50 salariés (calculs à partir de l'Enquête Emploi 2002). Cette surreprésentation des quinquagénaires anciens dans les grands établissements anciens suggère que les travailleurs en fin de carrière ont plus fréquemment accédé aux "marchés internes" de grandes entreprises et s'y sont stabilisés (Gautié, 2004a). Par ailleurs, la répartition des quinquagénaires par secteurs est très hétérogène en France. La part des 50-54 ans passe ainsi de 7% dans les services aux particuliers à 18% dans l'industrie automobile. Les quinquagénaires sont surreprésentés dans l'industrie, dans certains secteurs des services (finance, activités immobilières, santé-éducation) et sous-représentés dans le commerce, les services aux particuliers et aux entreprises (Aubert, 2004).

Cette répartition hétérogène ne peut s'interpréter directement comme le résultat de différences de demande (ou d'offre) de travail, comme dans un modèle statique : elle résulte d'abord de l'historique des recrutements de chaque secteur. Il est donc utile à nouveau de compléter l'observation des stocks par celle des flux.

Aubert (2004) étudie l'évolution des effectifs de travailleurs de 50-59 ans selon le secteur et la taille des établissements. L'approche repose pour cela à la fois sur le solde des entrées et sorties mesuré à partir de l'échantillon exhaustif des DADS entre 1995 et 2000<sup>19</sup> et sur les flux d'entrée et de sortie mesurés par les DMMO, pour l'année 2000 et dans les établissements de plus de 50 salariés.<sup>20</sup>

L'indicateur le plus simple est l'évolution de l'effectif d'une cohorte entre 1995 et 2000.<sup>21</sup> Il permet d'observer le solde particulièrement négatif pour les plus de 50 ans dans les secteurs industriels et l'énergie. Ce résultat est cohérent avec l'usage particulièrement intensif dans ces secteurs de dispositifs de préretraites aidés par l'Etat, mais ne s'y résume pas puisqu'il concerne aussi les travailleurs âgés de 50-54 ans.<sup>22</sup> Le solde des mouvements est également particulièrement négatif dans les grands établissements pour les plus de 55 ans, alors que la taille n'a pas d'effet apparent pour les travailleurs de 50-54 ans. A nouveau, ce résultat est cohérent avec l'usage plus développé des préretraites dans les grands établissements.

Cependant, les secteurs et les établissements qui évincent les quinquagénaires sont aussi ceux dont les effectifs globaux baissent. Pour vérifier s'il y a une éviction *spécifique* des travailleurs de plus de 50 ans, Aubert (2004) propose d'abord une décomposition "toutes choses égales par ailleurs" des soldes de mouvements de la main-d'oeuvre de plus de 50 ans, en introduisant conjointement comme variables indépendantes secteur, taille d'établissement, localisation géographique et surtout évolution globale de l'effectif de l'établissement. Il en ressort qu'à variations égales de l'effectif, l'industrie manufacturière n'évince pas plus les quinquagénaires que les autres secteurs. Une tendance spécifique à l'éviction des travailleurs de plus de 50 ans apparaît en revanche dans la finance et l'énergie et, dans une moindre mesure, dans les commerces et les services aux particuliers. De même, l'effet net de la taille apparaît plutôt favorable (solde davantage positif pour les établissements de plus

---

<sup>19</sup>Pour l'emploi salarié du privé.

<sup>20</sup>Les établissements de moins de 50 salariés du privé, couverts par l'Enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre, ne sont pas représentés ici.

<sup>21</sup>L'auteur se focalise sur les cohortes atteignant 50-54 ans et 55-59 ans en 2000.

<sup>22</sup>Sauf exception, les aides de l'Etat aux cessations anticipées d'activité supposent que le salarié ait plus de 55 ans. Cela n'empêche pas certaines entreprises de proposer des "préretraites-maison" avant 55 ans, comme IBM dès la cinquantaine, ou comme certaines entreprises nationales (EDF-GDF, la SNCF) à partir de 53 ans – voir Guillemard, 2003. Certains dispositifs de cessation partielle d'activité aidés par l'Etat peuvent concerner les moins de 55 ans – par exemple dans la sidérurgie, la Réduction temporaire d'activité (RTA) accessible dès 50 ans (voir Alexandre-Bailly et al., 2004).

de 1000 salariés). Ainsi, les sorties plus nombreuses de quinquagénaires hors des grands établissements de l'industrie seraient fortement liées à la réduction globale des effectifs.

Doit-on conclure qu'il n'y a pas d'éviction spécifique des travailleurs de plus de 50 ans de ces établissements ? L'approche directe des flux d'entrée et de sortie en 2000 va à l'encontre d'une telle lecture. L'auteur étudie en effet la part des 50-54 ans (respectivement 55-59 ans) dans les embauches et les licenciements, ainsi que la probabilité relative d'être licencié à ces âges, rapportée au taux de licenciement moyen. La part des plus de 50 ans dans les embauches est très faible (respectivement 2,7% et 1% en moyenne pour les 50-54 ans et 55-59 ans), et elle varie peu d'un secteur à l'autre.<sup>23</sup> La part des plus de 50 ans dans les licenciements<sup>24</sup> varie elle plus nettement entre secteurs – du simple au quadruple puisqu'elle avoisine 10% dans les services aux entreprises et aux particuliers contre 30% environ dans l'industrie et plus de 40% dans le secteur de l'énergie. Si on considère le troisième indicateur (ratio du taux de licenciement d'une classe d'âge sur le taux de licenciement moyen), les salariés de 50-54 sont sous-représentés dans les licenciements dans tous les secteurs, sauf l'énergie (i.e. leur probabilité d'être licencié est inférieure à la probabilité d'être licencié tous âges confondus), tandis que les salariés de 55-59 ans sont surreprésentés dans les licenciements dans tous les secteurs. Cette surreprésentation est la plus marquée dans l'énergie (avec une probabilité de licenciement six fois plus élevée) ainsi que dans les activités financières et l'industrie (où la probabilité d'être licencié à 55-59 ans est trois fois plus élevée que tous âges confondus). Les mêmes différences sectorielles subsistent si on considère la représentation des quinquagénaires dans l'ensemble des départs (licenciements, fins de contrat, préretraite et retraite), même si la surreprésentation des 55-59 est alors moindre, notamment du fait de la prise en compte des fins de CDD qui concernent davantage les jeunes (cf. figure

---

<sup>23</sup>Si on distingue par niveau de qualification, certains secteurs semblent davantage embaucher de travailleurs âgés non qualifiés : activités immobilières, services aux entreprises, éducation-santé, activités associatives. Aubert pose la question d'une demande de travail spécifique pour les plus âgés dans ces secteurs, qui valoriseraient davantage l'expérience et proposeraient des emplois de moindre pénibilité.

<sup>24</sup>La définition des licenciements peut poser problème. En effet, départs en préretraite et licenciements ne sont pas exclusifs : les départs en préretraite ASFNE ont ainsi lieu dans le cadre d'un plan social ; le salarié peut être considéré comme licencié ou parti ne préretraite.

1.12).<sup>25</sup> Par ailleurs, la taille des établissements joue un rôle différent selon l'âge : les travailleurs de 50-54 ans sont particulièrement sous-représentés dans les licenciements des établissements de plus de 1000 salariés, tandis que ceux de 55-59 ans y sont particulièrement surreprésentés.

Ainsi, l'approche par les soldes de mouvements de main-d'oeuvre "toutes choses égales par ailleurs" et l'approche par les flux relatifs semblent donner des résultats différents. L'annexe A montre que cette contradiction n'est qu'apparente, et soulève un point de méthode sur la bonne façon de mesurer l'éviction spécifique des travailleurs âgés. En fait, les deux approches sont complémentaires. L'examen des flux montre bien que les grands établissements industriels sont ceux où l'éviction des travailleurs de plus de 50 ans est la plus forte, à la fois en termes absolus (taux de licenciements) et en termes relatifs (taux de licenciement comparé au taux de licenciement des autres classes d'âge). Mais l'analyse toutes choses égales par ailleurs montre que cette éviction des quinquagénaires est directement corrélée à la réduction des effectifs dans des établissements dont le turnover est limité (voir annexe A).

## 1.5 **Résumé : cadre institutionnel et demande de travail**

Même si l'exercice comporte une part d'arbitraire, il est possible de résumer les principaux enseignements de cette mise en perspective descriptive sous la forme de huit faits stylisés :

1. Les taux d'emploi masculins après 55 ans sont en France parmi les plus bas des pays de l'OCDE.
2. L'emploi après 50 ans en France est marqué par l'évolution spécifique du taux d'emploi des travailleurs de 56-59 ans, qui connaît une chute brutale de 10 points au début des années 1980 puis se stabilise.
3. Cette hausse du non emploi est principalement la résultante de la hausse des sorties de l'emploi.

---

<sup>25</sup>Voir le détail in Aubert (2004), tableau B p.78.

4. Le non emploi est un état quasi absorbant après 50 ans ; entre 1975 et 2000, les taux de retour à l'emploi baissent de façon significative après 55 ans, même si cela n'a qu'une incidence de second ordre sur le taux d'emploi.
5. Les trajectoires de fin de carrière sont fortement diversifiées : moins de la moitié des travailleurs passent directement de l'emploi à la retraite, et la majorité passe par la préretraite (y compris à temps partiel), le chômage ou d'autres formes d'inactivité.
6. L'examen détaillé des transitions selon l'âge montre deux types d'évolutions. Certains changements apparaissent de façon progressive : la baisse des transitions du chômage vers l'emploi et la baisse de la mobilité d'emploi à emploi (mobilité dont les effets salariaux varient peu avec l'âge). D'autres changements sont caractérisés par un net effet de seuil à partir de 55 ans : la hausse des licenciements, ainsi que la hausse des transitions vers le chômage, la préretraite et le travail à temps partiel.
7. La hausse du non emploi après 55 ans est massive et généralisée : seuls les très qualifiés (cadres) et très diplômés (études supérieures) sont relativement épargnés. Cela contraste avec la montée du non emploi aux âges médians, qui n'est massive que pour les peu qualifiés et les peu diplômés.
8. Il existe d'importantes différences selon le secteur et la taille de l'établissement :
  - (i) les travailleurs de plus de 55 ans sont surreprésentés dans les licenciements (ou plus globalement dans les départs) tout particulièrement dans les établissements de grande taille de l'industrie, l'énergie et les activités financières ;
  - (ii) pour l'industrie, cette spécificité disparaît une fois qu'on contrôle le fait qu'il s'agit d'établissements connaissant de fortes réductions d'effectifs et où le turnover est faible.

La plupart de ces faits stylisés portent "l'empreinte" des cessations anticipées d'activité. La catégorie d'âge qui a connu une évolution historique spécifique est celle qui a été concernée par les dispositifs de cessation anticipée d'activité. La chronologie des sorties de l'emploi (et de la montée du non emploi) coïncide étroitement avec l'émergence de nouveaux dispositifs. Cette corrélation est soulignée par Blanchet et Marioni (1996). En particulier, la hausse brutale des transitions hors de

l'emploi au début des années 1980 correspond à la mise en place, par l'ordonnance du 16 janvier 1982, des Contrats de solidarité de préretraite démission (CSD) et des Contrats de solidarité de préretraite progressive (CSP). Le premier permet aux salariés âgés de plus de 55 ans qui le souhaitent de démissionner et de recevoir un revenu de remplacement identique à celui des préretraites destinées aux salariés licenciés (Allocation spéciale du Fonds national pour l'emploi, ASFNE). Le second permet aux salariés de travailler à mi-temps, en recevant un complément au demi-salaire versé par l'employeur. Ces deux dispositifs traduisent une volonté politique de solidarité entre les générations ; l'employeur doit maintenir l'effectif pendant un an après le départ du salarié de plus de 55 ans, par l'embauche compensatrice d'un jeune. Le succès considérable du CSD est pour bonne partie ce qui se lit dans la montée du non emploi à partir de 1982 : en 1982-83, 200000 départs en CSD sont recensés. Début 1984, le nombre de personnes en préretraite totale atteint 694000 (de l'ordre de 3% de la population active). Cet épisode le montre, accorder une attention détaillée au cadre institutionnel et particulièrement aux dispositifs publics de cessation anticipée d'activité s'impose.

*A contrario*, mais peut-être aussi parce qu'ils ne se situent pas au bon niveau d'analyse pour cela, ces faits stylisés ne permettent pas de pointer une faiblesse de la demande de travailleurs âgés, indépendante des incitations liées aux politiques publiques. Le fait que soient concernés des salariés âgés qualifiés va à l'encontre de l'hypothèse d'un problème de demande lié à un biais du changement technologique par rapport au travail non qualifié (qui est surreprésenté parmi les quinquagénaires).<sup>26</sup> Les différences sectorielles peuvent quant à elles, à première vue, s'expliquer par des différences dans l'accès aux dispositifs de préretraites.<sup>27</sup> Les indications d'un problème de demande de travail restent donc limitées à ce stade. La principale est la baisse continue avec l'âge des taux de retour à l'emploi, ainsi que la baisse des transitions d'emploi à emploi et des démissions. Cette baisse des taux de retour à

---

<sup>26</sup>Mais cela n'exclut pas un biais défavorable à l'âge – voir section 3.

<sup>27</sup>Historiquement, les préretraites sont liées aux restructurations industrielles, ce qui pourrait expliquer leur usage plus fréquent dans l'industrie aujourd'hui. Par ailleurs, le fait que les grands établissements recourent plus fréquemment aux préretraites peut s'expliquer par l'existence de coûts fixes dans la mise en place d'un plan de préretraites (cf. Abowd et Kramarz, 2003, *infra*). Cela dit, certaines des différences sectorielles apparaissent, plus légèrement, dès 50-54 ans. La question n'est donc pas tranchée.

l'emploi avec l'âge s'observe déjà en 1975, et ne s'aggrave de façon marquée et durable que pour les chômeurs de plus de 55 ans.<sup>28</sup> Elle n'en reste pas moins un fait important.

Ces faits stylisés guident donc la démarche qui suit : on étudie le cadre institutionnel et la façon dont il est susceptible, ou non, d'expliquer le faible emploi des travailleurs âgés. Ce sont surtout les limites d'une explication fondée sur les seules cessations anticipées d'activité qui engagent ensuite à envisager le rôle potentiel de la demande de travail.<sup>29</sup>

## 2 Le cadre institutionnel et les politiques de l'emploi

La corrélation entre dispositifs de cessation anticipée d'activité et montée du non emploi des travailleurs âgés, telle qu'elle ressort notamment des faits stylisés ci-dessus, est un phénomène marquant et connu. La difficulté est plutôt de l'interpréter. Une corrélation n'établit pas la causalité – ne serait-ce que parce que la causalité peut aller dans les deux sens : les difficultés d'emploi ont pu entraîner le développement de dispositifs de cessation anticipée d'activité, tout comme ces dispositifs ont pu entraîner les sorties précoces.

Porter un éclairage sur cette question suppose d'abord de bien établir la corrélation, sa force et ses limites, ce qui peut se faire selon deux dimensions. La première est la dimension longitudinale, historique, de l'évolution des politiques publiques de l'emploi concernant les travailleurs âgés (sous-section 1). La deuxième dimension, transversale, s'appuie sur la comparaison internationale (sous-section 2). Les corrélations ainsi précisées nourrissent le questionnement sur le rôle causal possible du cadre institutionnel (sous-section 3).<sup>30</sup>

---

<sup>28</sup>Cette évolution pourrait s'expliquer par l'évolution de l'indemnisation du chômage (non-dégressivité et dispenses de recherche d'emploi : voir section 2).

<sup>29</sup>Il convient de noter que l'offre de travail n'est pas abordée spécifiquement. Elle n'est pas pour autant absente de l'analyse, puisqu'elle répond, autant que la demande, aux incitations liées au cadre institutionnel. Mais l'objectif de cette thèse n'est pas d'étudier les choix individuels de retrait d'activité, qui ont par ailleurs fait l'objet d'une vaste littérature (voir la revue de Bommier, Magnac et Roger, 2001).

<sup>30</sup>Dans cette section, le cadre institutionnel est envisagé principalement sous l'angle des politiques

## 2.1 Le cadre institutionnel en France : mutations et persistances

Les dispositifs de cessation anticipée d'activité ont connu d'importantes mutations depuis le milieu des années 1980, visant à un contingentement des départs. Simultanément, on a assisté à la montée progressive de politiques actives et d'une protection de l'emploi spécifiques aux quinquagénaires. Dans un apparent paradoxe, les cessations anticipées d'activité ont cependant remarquablement persisté.

### 2.1.1 Les mutations des dispositifs de cessation anticipée d'activité

On a vu comment la montée du non emploi après 55 ans au début des années 1980 est étroitement liée à la mise en place des Contrats de solidarité préretraite démission (CSD). Même si les préretraites existent auparavant, ce dispositif constitue un changement majeur, à la fois parce qu'il concerne des travailleurs plus jeunes (moins de 60 ans)<sup>31</sup> et parce que les effectifs concernés connaissent un saut quantitatif.

On peut sans doute parler ici de choc de politique économique, un choc qui affecte les travailleurs âgés mais qui a une origine plus globale : la montée du chômage de masse et la volonté politique de partager le travail entre générations, au profit des plus jeunes. Même si cela peut être la rationalisation d'une politique qui obéit à d'autres contraintes (par exemple, une faible demande de travailleurs âgés, ou des jeux complexes d'intérêt<sup>32</sup>), on a là une piste intéressante : le faible emploi des travailleurs âgés peut-il s'expliquer par le report d'ajustements globaux de l'emploi sur cette tranche d'âge ? Quelles seraient les raisons économiques du "consensus social" apparent en faveur d'un tel report ?<sup>33</sup>

---

publiques de l'emploi. D'autres aspects, ayant trait notamment aux relations industrielles, sont envisagés partiellement aux chapitres 4 et 5.

<sup>31</sup>Cette baisse de l'âge d'entrée en préretraite est permise par la baisse simultanée de l'âge légal de la retraite à 60 ans. De fait, le taux d'emploi des plus de 60 ans ne marque pas de rupture autour de 1983 et poursuit son trend séculier de baisse (cf. figure 1.3), alors que la baisse dans la tranche d'âge de 55-59 ans est soudaine. Une interprétation de l'abaissement de l'âge légal de la retraite est précisément qu'il a permis l'extension des sorties anticipées d'activité aux travailleurs de moins de 60 ans (Guillemard, 2003).

<sup>32</sup>Comme toute mesure financée sur fonds publics, les cessations anticipées d'activité constituent en effet d'importants transferts – entre générations, entre secteurs d'activité,... L'économie politique est une approche potentiellement fort utile pour comprendre le développement et la persistance des préretraites. Cette approche est cependant en dehors du champ de cette thèse.

<sup>33</sup>Cette piste est suivie dans les chapitres 4 et 5.

Après ce choc majeur, l'évolution des dispositifs de cessation anticipée d'activité n'est pas linéaire. Selon les termes de Blanchet et Marioni (1996), la politique suivie à partir du milieu des années 1980 a "essayé de changer de nature". L'accès aux CSD est supprimé fin 1983. Les dispositifs se réorientent vers des cessations d'activité partielles. Les résultats de cette tentative de réorientation sont limités, comme on peut le voir figure 1.15. D'une part, à la préretraite des contrats de solidarité succède ce qui a été appelé la "préretraite Unédic" – en fait, un régime d'indemnisation du chômage plus durable et généreux à partir de 55 ans, avec dispense de recherche d'emploi (DRE, à partir de 57 ans et demi pour les allocataires du régime d'assurance chômage, depuis juillet 1985 ; à partir de 55 ans pour les bénéficiaires du régime de solidarité, depuis mars 1984). La forte réduction des entrées en préretraites du Fonds national de l'emploi, soumises à négociation entre l'Etat et l'entreprise est d'autre part compensée à partir de 1995 par l'Allocation de remplacement par l'emploi (ARPE), mise en place par les partenaires sociaux.<sup>34</sup> Ce dispositif, qui ne devait durer que jusque fin 1996, est reconduit par la négociation jusque 2000. Il s'éteint en 2002. A partir de 2002, les préretraites complètes aidées par l'Etat sont liées à des conditions de travail pénibles ou dangereuses (Cessation anticipée de certains travailleurs salariés – CATS<sup>35</sup> ; Cessation anticipée d'activité des travailleurs de l'amiante, CAATA) ou sont en voie d'extinction (Congé de fin d'activité<sup>36</sup>). La préretraite progressive (PRP) réduit le temps de travail de 50%, avec une modulation possible sur plusieurs années (le temps de travail passant progressivement de 80% à 20%) ; elle est abrogée à compter du 1er janvier 2005 (loi portant réforme des retraites d'août 2003). Restent les préretraites d'entreprise ou "préretraites maison", qui ne bénéficient pas de financement public. Elles ne font l'objet d'aucun suivi statistique. Pour elles aussi néanmoins, les conditions se sont durcies, la loi du 21 août 2003 portant réforme des retraites ayant institué une contribution spécifique à la

<sup>34</sup>L'ARPE concerne les salariés de plus de 58 ans ayant cotisé plus de 40 ans pour leur retraite. Elle est soumise à la signature d'accords de branche.

<sup>35</sup>Pour que l'Etat prenne partiellement en charge les allocations versées dans le cadre du dispositif de la CATS, les salariés concernés doivent avoir soit travaillé durant quinze ans en équipe successives ou à la chaîne ; soit avoir travaillé habituellement 200 nuits et plus par an pendant 15 ans ; soit avoir la qualité de travailleur handicapé. Ils doivent également avoir 55 ans au moins à la date où ils adhèrent au dispositif, et la prise en charge partielle de l'allocation par l'Etat n'intervient qu'à la 57ème année (Anglaret, 2004).

<sup>36</sup>Ce dispositif a été créé en 1997 pour les agents des trois fonctions publiques ; il a été restreint pour 2003 et son extinction progressive est programmée (Anglaret, 2004).

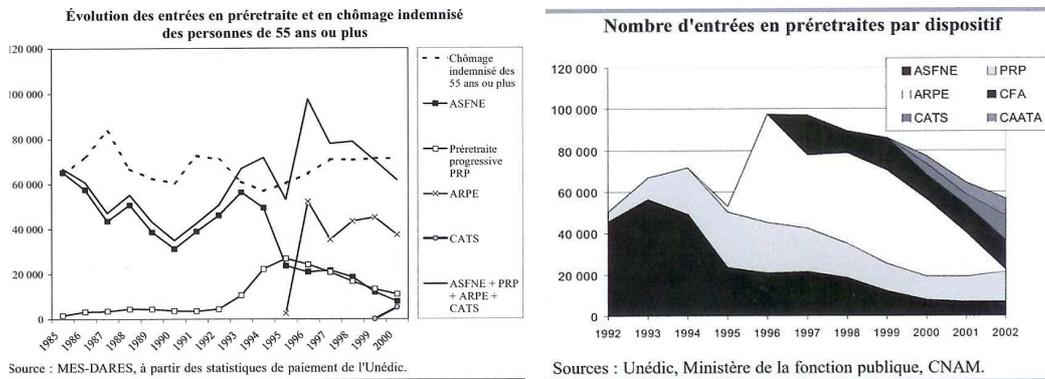


FIG. 1.15 – Flux annuels d’entrée en préretraites et en chômage indemnisé (source : Anglaret, 2002 et 2004)

charge de l’entreprise sur ces préretraites (Anglaret, 2004).

L’extinction de dispositifs de cessations anticipées d’activité n’entraîne pas mécaniquement la baisse des départs. Cela s’explique par le phénomène récurrent depuis 20 ans, maintes fois soulignées<sup>37</sup>, de vases communicants entre les différents statuts d’inactivité parmi les plus de 55 ans. Ce phénomène est confirmé économétriquement par Bommier, Magnac et Roger (2003) qui montrent comment la mise en place des dispenses de recherche d’emploi à partir de 1984 et la suspension de la dégressivité des allocations chômage ont conduit à une baisse significative des entrées en préretraites et une montée significative des entrées en chômage. Il semble bien, même hors création de nouveaux dispositifs, que l’extinction d’un dispositif ancien puisse conduire à des effets semblables, les acteurs mobilisant alors différemment les dispositifs existants, en les détournant, le cas échéant, de leurs fonctions initiales. Ainsi, avec la réduction des entrées en préretraites, les entrées en chômage avec dispense de recherche d’emploi ont augmenté d’un tiers entre 1998 et 2002. Plus récemment, ce sont les arrêts maladie qui ont connu une “envolée” chez les plus de 55 ans (Devillechabrolle, 2004). L’exemple des travaux publics est révélateur : avec la fin de l’ARPE, ce secteur a été privé de dispositifs de cessation anticipée d’activité, incitant les entreprises et les travailleurs à utiliser d’autres régimes d’inactivité. Il en résulte, selon la Fédération nationale des travaux publics, qu’un tiers des plus de

<sup>37</sup>Voir en particulier Guillemard, 2003.

55 ans est en inactivité : 19% sont au chômage, 10% en invalidité et 5% en arrêt maladie (Devillechabrolle, 2004).

Par une autre approche, l'analyse par générations de Burricand et Roth (2000) montre comment les modulations du cadre institutionnel, si elles ne tarissent pas les sorties, modifient les destinations des cessations anticipées. La comparaison des générations nées en 1927-1931 et 1932-1936 a valeur d'exemple. La première part massivement en CSD et en préretraite ASFNE. La seconde part peu en préretraite avant 58 ans, mais beaucoup plus fréquemment en chômage.<sup>38</sup> Finalement, en termes de taux d'emploi les deux générations ont des profils très proches, mais d'importants jeux de vases communicants ont eu lieu entre formes de non emploi.

### **2.1.2 La contribution Delalande et le développement progressif des politiques actives de l'emploi**

L'instauration de la contribution Delalande, taxe sur le licenciement des travailleurs de plus 50 ans, constitue la manifestation la plus concrète du "changement de nature" de la politique à destination des travailleurs âgés évoqué par Blanchet et Marioni. De façon intéressante, elle semble devoir cependant moins à une politique planifiée qu'à un enchaînement de circonstances : "l'amendement Delalande" a ainsi été introduit quelque peu par surprise lors du débat parlementaire sur la loi relative à la prévention du chômage de longue durée (1987). La contribution Delalande a dès le départ un double objectif : favoriser le maintien des salariés âgés en emploi ou, à défaut, le recours aux dispositifs de préretraite ; et rééquilibrer les comptes de l'Unédic. Elle fait suite à la suppression, en 1986, de l'autorisation administrative de licenciement, qui avait eu pour effet une forte augmentation des licenciements pour motif économique des salariés de plus de 55 ans (augmentation de 2000 par mois de septembre 1986 à février 1987). L'administration pouvait en effet auparavant lier son autorisation à la négociation de conventions FNE<sup>39</sup>, par lesquelles les plus âgés partaient en préretraites. Avec la fin de l'autorisation administrative, ce n'était plus

---

<sup>38</sup>Ce mouvement est permis notamment par la suppression de l'autorisation administrative de licenciement en 1986. L'État n'a plus le pouvoir de conditionner son autorisation à des mesures de reclassement ou, à défaut, à la négociation de plans de préretraite pour les plus âgés.

<sup>39</sup>Historiquement, les premières préretraites ont été financées à la fin des années 1960 par le Fonds national de l'emploi (préretraites dites ASFNE, pour Allocations spéciales du FNE). Elles étaient destinées à alléger le coût social des restructurations.

le cas et les cessations anticipées d'activité s'étaient donc en partie redirigées des préretraites vers le chômage, mettant en danger l'équilibre financier de l'Unédic.

Initialement, la contribution Delalande consiste dans le versement de trois mois de salaire brut pour tout licenciement économique d'un salarié âgé de plus de 55 ans. Son histoire est ensuite marquée par de nombreuses modifications portant sur son champ (et les diverses conditions d'exonération) ainsi que sur son barème.<sup>40</sup> Le montant de la contribution peut atteindre jusqu'à douze mois de salaire brut. Le détail de ces modifications, ainsi que l'analyse théorique et empirique de la contribution Delalande font l'objet des chapitres 2 et 3. On retient ici simplement que la contribution Delalande marque vraisemblablement la plus forte rupture avec les incitations aux départs anticipés – du moins par la voie du chômage – et instaure une nouveauté importante dans la protection de l'emploi en France, en isolant une catégorie de travailleurs par une protection spécifique de l'emploi.

Les évolutions des politiques actives de l'emploi en faveur des travailleurs de plus de 50 ans sont plus progressives. Ces politiques actives – emplois aidés et, de façon minoritaire, stages d'insertion et de formation – restent minoritaires par rapport aux politiques passives liées aux cessations anticipées d'activité. En 2001, les quinquagénaires bénéficiant de politiques actives sont au nombre 141000, comparés à 526000 préretraités ou chômeurs dispensés de recherche d'emploi, soit respectivement 21% et 79% du total (Adjrad, 2003).

Néanmoins, les travailleurs âgés ont été progressivement singularisés comme public prioritaire des politiques de l'emploi, comme illustré par l'exemple des CRE et des CIE (voir annexe B). La part des bénéficiaires de mesures actives parmi les quinquagénaires bénéficiant des politiques de l'emploi a ainsi augmenté de 16% à 21% entre 1994 et 2001.<sup>41</sup> La figure 1.16 donne la répartition pour 2001 des travailleurs âgés à travers les différents dispositifs. Les contrats aidés sont largement majoritaires, et se répartissent de façon équilibrée entre secteurs marchand (Contrats initiative emploi, CIE) et non marchand (Contrats emploi solidarité, CES, et Contrats emploi

---

<sup>40</sup>Elle a ainsi une histoire politique mouvementée : introduite par un député RPR sous un gouvernement de droite, elle est renforcée deux fois sous des gouvernements de gauche (en 1992 et 1998) puis restreinte fortement par la droite au moment de la réforme des retraites de 2003.

<sup>41</sup>Sur la même période de 1994 à 2001, la part des seniors parmi les bénéficiaires des politiques actives de l'emploi a par ailleurs doublé (au détriment des travailleurs des âges médians) pour atteindre 16% des entrées en 2001 (Adjrad, 2003).

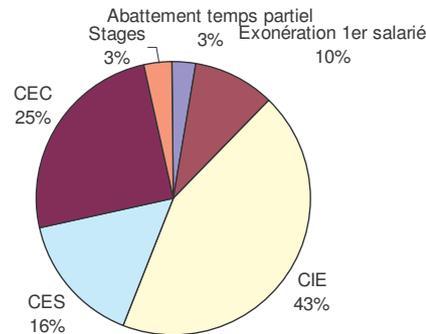


FIG. 1.16 – Répartition des quinquagénaires bénéficiaires de politiques actives de l'emploi en 2001 (source : Adjerad, 2003)

consolidé, CEC).

En résumé, les politiques de l'emploi vis-à-vis des travailleurs âgés sont marquées par des persistances – symbolisées par la résistance des départs anticipés – mais aussi par des inflexions sensibles : fin des aides publiques aux cessations anticipées d'activité ; réduction de la protection de l'emploi spécifique (par la limitation du champ de la contribution Delalande) ; accent mis sur les politiques actives de l'emploi, en particulier les contrats aidés.

Le lien entre l'évolution des dispositifs de cessation anticipée d'activité et les sorties de l'emploi a été relativement bien étudié ; il apparaît assez étroit. L'impact de la contribution Delalande a été moins étudié : Bommier, Magnac et Roger (2003) trouvent peu d'effets, ce qui est surprenant au regard du montant élevé de cette taxe. Enfin, les effets de ces politiques actives de l'emploi sur le retour à l'emploi des chômeurs âgés n'ont pas fait, à notre connaissance, l'objet d'évaluation approfondie.<sup>42</sup>

<sup>42</sup>Quelques éléments préliminaires sont donnés au chapitre 3 à l'occasion de l'évaluation de la contribution Delalande.

## 2.2 L'apport des comparaisons internationales

Une des difficultés de l'étude historique des dispositifs français est que les ruptures sont toujours partielles, si bien qu'il est difficile de répondre à une question fondamentale : que se passerait-il si l'ensemble des dispositifs de cessation anticipée d'activité était verrouillé ? Assisterait-on à une montée des taux d'emploi, ou au gonflement du chômage – un chômage qui serait alors moins bien indemnisé ?

La comparaison internationale permet de trouver des “contrefactuels” plus variés. En retour, elle pose d'importants problèmes de méthode. Ici encore, une corrélation est loin de prouver une causalité : les différences institutionnelles sont potentiellement endogènes par rapport aux conditions d'emploi des travailleurs âgés. En outre, il est particulièrement difficile de raisonner *ceteris paribus*, dans la mesure où il existe des complémentarités entre institutions qui rendent difficile – voire incohérent – d'isoler l'effet “propre” d'une institution ou d'une politique spécifique.

Ces difficultés à l'esprit, on évoque ici succinctement deux approches. La première relève de l'étude économétrique des corrélations entre dispositifs de cessation anticipée d'activité et évolution de l'emploi des travailleurs âgés. La seconde s'appuie sur des études de cas. On choisit spécifiquement deux pays qui, partis de situations analogues à celle de la France, ont mené des politiques de restriction radicale des cessations anticipées d'activité : la Finlande et les Pays-Bas.

### 2.2.1 Analyse économétrique sur un panel de pays

Blöndal et Scarpetta (1997 et 1998) étudient les incitations au retrait précoce d'activité sur un panel de quinze pays de l'OCDE, dont la France, entre 1971 et 1995.

Un avantage de leur approche est de considérer non seulement les systèmes de retraite, mais aussi les différents dispositifs publics d'indemnisation du non emploi des travailleurs âgés : préretraites, pensions d'invalidité, et régimes particuliers d'indemnisation du chômage pour les travailleurs âgés (extension des périodes d'indemnisation, dispense de recherche d'emploi). Pour caractériser ces dispositifs, ils utilisent des indicateurs isolés (par exemple le ratio de remplacement pour un chômeur âgé de 55 à 64 ans), ainsi qu'un indicateur synthétique : le taux de taxe implicite sur le travail entre 55 et 64 ans.

Le premier constat est que pour un certain nombre de pays comme l'Allemagne, la France, le Danemark ou le Portugal, par exemple, la prise en compte des dispositifs de cessation anticipée d'activité augmente sensiblement le taux de taxe implicite pesant sur le fait d'être en emploi, en particulier entre 55 et 60 (figure 2, p. 27 *in* Blöndal et Scarpetta, 1997).

L'étude économétrique vise ensuite à établir l'impact de ces taxes implicites sur les comportements d'activité. Plus précisément, la variable d'intérêt est le taux de participation des hommes de 55 à 64 ans, entre 1971 et 1995. Le modèle étudié est censé approcher sous forme réduite les déterminants de la décision intertemporelle d'offre de travail :

$$TA_{it} = \mu_0 + \mu_i + \beta_1 SSWA_{it} + \beta_2 Agel\acute{e}gal + \beta_3 U_{it} + \beta_4 RPOP_{it} + \beta_5 UDENS_{it} + \varepsilon_{it}$$

où les pays sont indicés par  $i$  et les neuf périodes considérées par  $t$ .  $TA$  correspond au taux d'activité,  $SSWA$  (*social security wealth accrual*) correspond au rendement net, en termes de cotisations et de bénéfices sociaux, de travailler entre 55 et 64 ans,  $Agel\acute{e}gal$  est l'âge de départ à la retraite,  $U$  est le taux de chômage global,  $RPOP$  est la part des travailleurs d'âge médian dans la population active et  $UDENS$  est un indicateur de la couverture syndicale du pays.<sup>43</sup> Le modèle est estimé avec des effets fixes pays  $\mu_i$  et par une procédure en plusieurs étapes qui permet de contrôler la corrélation sérielle des résidus  $\varepsilon_{it}$ . Cette spécification économétrique appelle deux remarques. D'abord, seules les variables  $SSWA$  et  $Agel\acute{e}gal$  reflètent, de façon synthétique, les incitations liées aux dispositifs de cessation anticipée d'activité et au système de retraite. Ensuite, le modèle à effet fixe n'utilise que la variation temporelle (ou intra), c'est-à-dire celle qui résulte de l'évolution des dispositifs dans les différents pays. De même que pour la France, la période de 1971 à 1995 est caractérisée dans de nombreux pays de l'échantillon par une montée du chômage global et du non emploi des travailleurs âgés dont les politiques publiques d'indemnisation du non emploi aux âges élevés peuvent être considérés *a priori* autant comme la cause que comme la conséquence. L'approche économétrique suivie ne constitue pas un test de causalité.

---

<sup>43</sup>On peut penser que le poids des syndicats influe sur la négociation d'accords de cessation anticipée d'activité, par exemple.

Les résultats montrent la forte corrélation entre les incitations et le taux d'activité. Quantitativement, et si on suit l'interprétation causale des auteurs, une baisse de 10 points de pourcentage du taux de taxe implicite pourrait redresser le taux d'activité de 2 points de pourcentage entre 55 et 64 ans. Mais on observe également une corrélation marquée avec l'état général du marché du travail, c'est-à-dire avec le taux de chômage global et avec la part des salariés d'âge médian (ce qui peut s'interpréter comme l'effet d'une concurrence entre travailleurs âgés et travailleurs d'âge médian). Quantitativement, les "effets" sont là aussi massifs : une baisse de 1 point de pourcentage du chômage global s'accompagne d'une baisse du taux d'activité entre 55 et 64 ans de 0,6 à 0,9 points de pourcentage.

L'interprétation de Blöndal et Scarpetta est que ces résultats montrent qu'une refonte des incitations (établir la neutralité actuarielle du système de retraite) permettrait de redresser fortement les taux d'activité entre 55 et 64 ans (de 8 à 9 points dans certains pays, et de 4 à 6 points dans la majorité des pays). Néanmoins, cette offre accrue poserait un défi aux marchés du travail concernés, requérant des réformes structurelles simultanées des marchés de travail. D'autres interprétations de ces résultats semblent néanmoins possibles. A l'autre extrême, on peut insister en particulier sur l'effet de flexion qui apparaît par rapport au chômage global pour diagnostiquer que l'offre de travail des travailleurs âgés est en fait particulièrement sensible aux conditions du marché du travail, et peut-être à l'insuffisance de la demande de travail.

Duval (2003) étend l'étude de Blöndal et Scarpetta (1998) à un panel de 22 pays sur 30 ans (1969-1999), avec des résultats qualitativement similaires. La distinction qu'il opère entre les travailleurs de 50-59 ans et 60-64 ans permet de confirmer l'effet des incitations liées aux dispositifs de cessation anticipée d'activité, qui viennent s'ajouter aux effets du système de retraite à proprement parler.

En résumé, si elle permet de mesurer les incitations contenues dans les différents dispositifs de cessation anticipée d'activité et leur corrélation avec les retraits d'activité, étendant ainsi à l'échelle internationale les constats faits pour la France, l'approche semble insuffisante pour préciser les liens de causalité. Cela requerrait de mettre en évidence une source exogène de variations de ces incitations, ce qui n'est pas facile sur un panel de pays. L'avantage des études de cas qu'on considère

maintenant est peut-être justement de mieux comprendre les sources de changement et d'en mieux suivre les effets.

### 2.2.2 Sortir des cessations anticipées d'activité : les cas de la Finlande et des Pays-Bas

Plusieurs pays d'Europe continentale se rapprochent de la France par leurs faibles taux d'emploi aux âges élevés ainsi que par le recours à divers dispositifs de cessation anticipée d'activité.<sup>44</sup> Or certains d'entre eux ont mené, à partir du milieu des années 1990, d'importantes réformes visant au maintien en emploi en fin de carrière. Ils peuvent donc éclairer partiellement ce que serait en France l'effet de tentatives plus radicales que celles menées jusqu'à présent.

Les "études de cas" de la Finlande et des Pays-Bas sont présentées avec plus de détail dans l'annexe D. L'objectif de ce qui suit est de faire ressortir les enseignements pour l'approche du cas français.

La figure 1.17 montre le redressement des taux d'emploi observés en Finlande et aux Pays-Bas en fin de période, tandis qu'ils restent stables en France. Une des questions fondamentales pour interpréter ce redressement est d'évaluer le rôle joué par la modification des incitations financières aux retraits d'activité.

Dans les deux cas de la Finlande et des Pays-Bas, la structure des incitations est fortement modifiée. Deux traits ressortent. D'abord, la modification concerne tout autant le côté offre de travail (le travailleur) que le côté demande (l'employeur). Côté offre, les barèmes de retraite et, aux Pays-Bas, de "pré-pension" sont révisés, de façon à rendre l'inactivité sensiblement moins attractive. Côté demande, le coût des cessations anticipées d'activité est aussi fortement augmenté pour l'employeur : financement des pensions d'invalidité jusque 100% en Finlande, instauration d'un système de bonus-malus pour le financement des pensions d'invalidité et d'une pénalité pour le licenciement des travailleurs de plus de 57 ans et demi aux Pays-Bas.

En second lieu, l'ensemble des formes de cessation anticipée d'activité est concerné, sans quoi se manifestent d'importants effets de vases communicants, comme en Finlande au début des années 1990. Ainsi, aux Pays-Bas, la modification des incitations

---

<sup>44</sup>Différentes théories et typologies tentent de rendre compte de ces similitudes ; elles sont présentées succinctement dans l'annexe C.

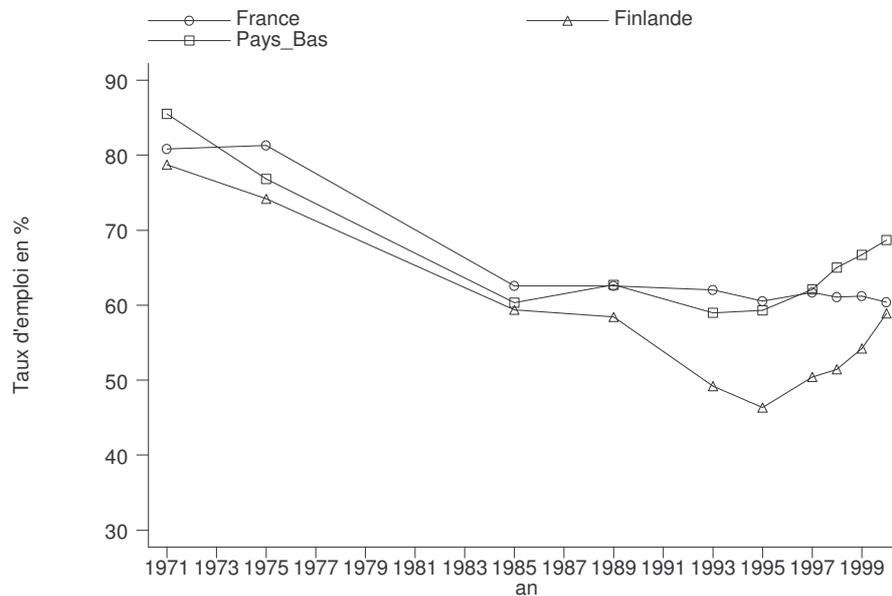


FIG. 1.17 – Taux d’emploi masculin à 55-59 ans en Finlande, en France et aux Pays-Bas (1971-2000; source : OCDE - Statistiques de la force de travail)

concerne à la fois les départs en préretraite (à partir de 1995) et en invalidité (en 1993 et 1998), et les licenciements. La refonte des incitations est donc à la fois significative et systématique. Dans le cas des Pays-Bas, c’est à elle que le gouvernement et les partenaires sociaux attribuent les résultats obtenus (voir annexe D).

Cette refonte des incitations suffit-elle à expliquer la hausse des taux d’emploi ? Le fait est qu’elle est accompagnée d’une politique visant à améliorer les conditions d’emploi et de formation des travailleurs âgés. En Finlande, une vaste campagne de communication entreprend également de contrecarrer la stigmatisation des travailleurs âgés. Diverses interprétations du rôle de ce second volet sont possibles. La première est de tenir ces mesures comme trop peu tangibles ou trop récentes pour avoir joué aucun rôle. Va dans ce sens le scepticisme de certains responsables du patronat et des syndicats sur le rôle de la campagne de sensibilisation finlandaise. La seconde au contraire insiste sur l’importance de renverser la stigmatisation dont les travailleurs âgés sont victimes. C’est le point de vue tenu par Guillemard (2003). Il existe enfin un troisième point de vue possible : reconnaître le rôle prépondérant joué par la refonte des incitations, tout en considérant que les mesures d’accompagne-

ment ont conditionné le soutien politique nécessaire à une telle refonte. Campagnes de sensibilisation et investissement de long terme dans la formation seraient alors la condition de possibilité de la réforme des incitations, en assurant leur soutenabilité politique. Certaines analyses de Delteil et Redor (2003) et Guillemard (2003) vont dans ce sens.

A ce stade de l'analyse, et faute de recul temporel suffisant sur les expériences finlandaise et hollandaise, il ne semble pas raisonnable de vouloir trancher. Mais on peut tirer quelques enseignements pour l'approche du problème en France. Tout d'abord, une réforme d'envergure des incitations est possible : les préretraites ne sont pas des "objets immuables" comme cela a pu être avancé (voir la discussion de ce point dans Guillemard, 2003). Mais deux questions préalables se posent : comment cette réforme peut-elle être cohérente et éviter les risques de contournement et d'effets de vases communicants ? Quel est le soutien nécessaire pour qu'une telle réforme soit soutenable, et comment l'assurer ? C'est seulement après que viennent des questions sur l'efficacité et le caractère suffisant ou non de la réforme. Suffit-elle pour modifier les comportements et en particulier l'investissement dans le capital humain des travailleurs âgés ? Sinon, quelles sont les politiques d'accompagnement nécessaires ?

### **2.3 Quel rôle pour les cessations anticipées d'activité ?**

Les éléments rassemblés confirment le lien étroit entre dispositifs de cessation anticipée d'activité et faible taux d'emploi des travailleurs âgés en France. Ils ne résolvent pas la question incontournable de la causalité : le faible emploi des travailleurs âgés est-il principalement la conséquence d'une politique publique axée sur les cessations anticipées d'activité ?

La possibilité d'une causalité inverse a été évoquée au début de cette section. Mais la persistance des dispositifs de cessation anticipée d'activité suggère également une hypothèse intermédiaire où les cessations anticipées d'activité seraient renforcées par des effets d'hystérèse, si bien que la discussion gagne à être structurée autour de trois hypothèses alternatives :

1. [Causalité exogène] Les dispositifs publics de cessation anticipée d'activité expliquent l'éviction des seniors, sans qu'il y ait de problème intrinsèque d'emploi

des travailleurs âgés. Les cessations anticipées d'activité ont elles-mêmes une origine exogène aux spécificités des travailleurs âgés – pouvoir discrétionnaire des politiques publiques, coalitions d'intérêts à analyser en termes de sociologie ou d'économie politique,...

2. [Hystérèse] Les politiques de cessations anticipées d'activité ont initié une éviction et des pratiques dont les effets sont durables et difficilement réversibles. Ces effets passent notamment par divers mécanismes économiques : stigmatisation et discrimination, faible formation en seconde partie de carrière, choix technologiques fondés sur l'éviction des travailleurs âgés, ... Ces effets retardés font que l'abandon des cessations anticipées d'activité peut ne pas suffire pour restaurer l'emploi des travailleurs âgés, et qu'il peut même être bloqué. Est ainsi créée une "dépendance de sentier" (*path dependency*).
3. [Causalité inverse] Les dispositifs publics de cessation anticipée d'activité n'ont pas un rôle causal. D'autres mécanismes sont à l'origine du faible emploi des travailleurs âgés, et les cessations anticipées d'activité viennent simplement jouer un rôle d'assurance pour une population particulièrement vulnérable (ou de déguisement statistique d'une hausse du chômage). Reste à expliquer les causes premières du problème d'emploi des travailleurs âgés.

Confrontons les faits et analyses recueillis à ces trois hypothèses.

En premier lieu, certains éléments vont dans le sens du rôle causal des cessations anticipées d'activité (hypothèses 1 et 2). Le plus flagrant concerne l'essor des préretraites au début des années 1980, qu'on peut lire comme un choc de politique économique répondant à la montée du chômage de masse, qui n'était pas spécifique aux travailleurs âgés.

En second lieu, la persistance des dispositifs de cessation anticipée d'activité malgré le changement de cap affiché à partir du milieu des années 1980 par le pouvoir politique remet en question l'hypothèse d'exogénéité (hypothèse 1). Il faut soit compléter cette hypothèse par des mécanismes d'économie politique qui expliquent le maintien d'une politique officiellement remise en cause, soit lui préférer les hypothèses 2 et 3. Dans ce second cas, l'étude de la demande de travail vient en complément de l'étude du cadre institutionnel : comme facteur d'explication du maintien (hypothèse 2) ou du déploiement (hypothèse 3) des cessations anticipées d'activité.

C'est donc à un premier tour d'horizon sur la demande de travailleurs âgés qu'on se consacre maintenant.

### **3 Pratiques des entreprises et demande de travailleurs âgés**

Même si c'est un cadre d'analyse provisoire, il est utile d'étudier la demande de travailleurs âgés en distinguant deux déterminants : la productivité (sous-section 1) et le coût (sous-section 2) des travailleurs âgés.

Dans les deux cas, l'objectif est de préciser en quoi les travailleurs âgés se distinguent des plus jeunes pour les entreprises. Mais cet examen ne peut se concevoir sans prendre en compte le rôle des pratiques des entreprises qui, par leurs politiques de gestion de la main-d'oeuvre (recrutements, formation, politique de rémunération) façonnent cette productivité et ce coût.

Comme le soulignent Bommier, Magnac et Roger (2001), la demande de travailleurs âgés a été moins étudiée que l'offre. Cette section est donc pour partie exploratoire, et mentionne plusieurs pistes dont certaines sont poursuivies dans la thèse ; la revue de littérature est alors complétée dans les chapitres concernés. Par ailleurs, la question de la discrimination n'est pas abordée ici, alors qu'elle peut constituer une explication du faible emploi des travailleurs âgés. On se reportera en particulier sur ce sujet à Jolivet (1999).

#### **3.1 La productivité des travailleurs âgés**

La productivité des travailleurs âgés, loin d'être exogène, dépend des investissements réalisés par l'entreprise et le travailleur âgé. Une mesure individuelle peut être donnée de la productivité potentielle : le capital humain ; mais la productivité se détermine aussi dans les relations de complémentarité qui se jouent avec les autres paramètres ou facteurs de la fonction de production (capital physique, progrès technique, organisation du travail).

### 3.1.1 Les déterminants individuels de la productivité des travailleurs âgés : capital humain et formation

Le capital humain des travailleurs âgés est le résultat d'une accumulation commencée à l'école et poursuivie dans l'entreprise, sur le tas ou par l'intermédiaire de la formation continue. A ce titre, les travailleurs âgés peuvent se distinguer des plus jeunes par plusieurs caractéristiques. D'abord, ils ont reçu une formation scolaire ancienne – on peut parler de “générations” de capital scolaire comme pour le capital physique (*vintage effect*). Par ailleurs, leur ancienneté moyenne plus élevée dans l'entreprise contribue à augmenter la part de capital humain spécifique par rapport au capital humain général. Ils sont enfin dans une position potentiellement défavorable pour continuer à accumuler du capital humain, puisque leur horizon d'amortissement se raccourcit.

Empiriquement, l'effet de génération se manifeste par des niveaux de formation scolaire sensiblement moins élevés dans les cohortes anciennes. Ces différences entre cohortes sont plus importantes en France que dans d'autres pays de l'OCDE, ainsi que l'illustre la figure 1.18. Ainsi, alors que la France ne se distingue pas nettement de l'Allemagne, des Etats-Unis ni du Royaume-Uni pour la part des cohortes récemment entrées sur le marché du travail qui n'a pas achevé le second cycle de l'enseignement secondaire, la différence est nette pour les cohortes plus anciennes : c'est le résultat du “malthusianisme scolaire” français. Il est donc important de prendre en compte dans l'analyse que les effets de l'âge peuvent, tout particulièrement en France, dissimuler de forts effets de génération liés à une plus faible formation scolaire.

D'autre part, l'accès à la formation continue décroît avec l'âge, particulièrement après 55 ans. Cette question sera traitée plus longuement dans les chapitres 6 et 7. Il n'est pas sûr, en première approche, que les politiques de formation des entreprises soient aussi segmentées par âge qu'on pourrait s'y attendre. En particulier, les réponses des employeurs à l'Enquête sur l'emploi des salariés selon l'âge (ESSA)<sup>45</sup> suggèrent que les salariés plus âgés ne sont pas systématiquement écartés des formations, mais qu'ils ne bénéficient pas non plus de formations spécifiquement adaptées. 23% des établissements déclarent moins former leurs salariés âgés ; et 6% seulement

---

<sup>45</sup>L'enquête ESSA est présentée dans l'annexe E.

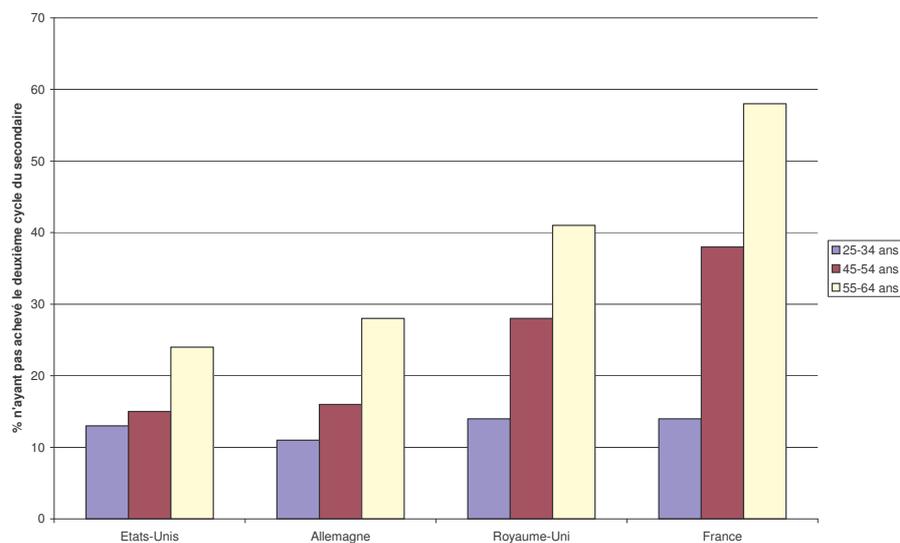


FIG. 1.18 – Part de la population n’ayant pas achevé le deuxième cycle de l’enseignement secondaire (source : OCDE, 1997).

déclarent adapter la formation aux plus de 50 ans (tableau 1). Ces niveaux ne doivent cependant pas être interprétés trop vite : il s’agit de déclarations dans le cadre d’une enquête où il peut sembler “politiquement correct” d’annoncer un traitement favorable aux salariés âgés. Le faible taux d’entreprises annonçant une adaptation des formations n’en est que plus marquant.

	Part déclarant former moins les salariés de plus de 50 ans	Part déclarant adapter la formation aux plus de 50 ans	Part déclarant offrir des possibilités d'évolution de postes après 50 ans	Part déclarant adapter les postes de travail des plus de 50 ans
Toutes tailles d'établissements				
Industrie	24%	8%	56%	20%
Construction	39%	5%	41%	11%
Transports	10%	3%	37%	8%
Activités financières et immobilières	21%	7%	54%	7%
Commerce et services	22%	5%	41%	9%
Total	23%	6%	47%	13%
Etablissements de moins de 200 salariés				
Industrie	31%	7%	38%	8%
Construction	42%	7%	35%	9%
Transports	11%	3%	34%	3%
Activités financières et immobilières	26%	3%	44%	7%
Commerce et services	26%	6%	33%	7%
Total	28%	6%	35%	7%
Etablissements de plus de 200 salariés				
Industrie	18%	9%	73%	30%
Construction	29%	0%	71%	24%
Transports	10%	2%	52%	25%
Activités financières et immobilières	18%	9%	61%	7%
Commerce et services	15%	4%	59%	14%
Total	17%	7%	66%	22%

TAB. 1 : Répartition des pratiques de formation, de promotion et d'adaptation des postes selon le secteur et la taille de l'établissement (calculs à partir de l'enquête ESSA).

Il existe d'importantes variations sectorielles dans l'accès à la formation, particulièrement égal dans les transports et inégal dans la construction. Mais sur les secteurs qui constituent l'essentiel de l'effectif, les différences sont faibles (moindre accès des plus de 50 ans dans 24% des établissements de l'industrie, 21% des établissements des activités financières et immobilières, 22% du commerce et des autres services). Pour l'accès relatif à la formation, le contraste lié à la taille de l'établissement est à nouveau marqué. 28% des petits établissements déclarent moins former leurs salariés âgés ; ils ne sont plus que 17% parmi les établissements de plus de 200 salariés.

Variable dépendante	Déclare former moins les salariés de plus de 50 ans	Déclare adapter la formation aux plus de 50 ans	Déclare offrir des possibilités d'évolution de postes après 50 ans	Déclare adapter les postes de travail des plus de 50 ans
Secteur (référence: industrie)				
construction	0,113 <i>0,049</i>	-0,023 <i>0,018</i>	0,054 <i>0,046</i>	0,014 <i>0,027</i>
transport	-0,110 <i>0,034</i>	0,001 <i>0,023</i>	-0,044 <i>0,048</i>	-0,045 <i>0,021</i>
activités immobilières et financières	0,047 <i>0,051</i>	0,018 <i>0,027</i>	0,028 <i>0,055</i>	-0,055 <i>0,019</i>
commerce et services	-0,005 <i>0,024</i>	-0,001 <i>0,012</i>	-0,060 <i>0,025</i>	-0,046 <i>0,014</i>
Horizon de prévision de l'activité supérieur à 1 an	-0,052 <i>0,021</i>	0,006 <i>0,011</i>	0,077 <i>0,023</i>	0,015 <i>0,013</i>
Taille de l'établissement (référence: 10 à 49 salariés)				
50 à 199	-0,111 <i>0,023</i>	-0,012 <i>0,013</i>	0,169 <i>0,028</i>	0,027 <i>0,019</i>
200 à 999	-0,173 <i>0,023</i>	-0,030 <i>0,013</i>	0,334 <i>0,027</i>	0,091 <i>0,021</i>
plus de 1000	-0,125 <i>0,036</i>	0,036 <i>0,033</i>	0,348 <i>0,049</i>	0,172 <i>0,057</i>
Restructuration sur les 5 années précédentes	-0,003 <i>0,023</i>	0,007 <i>0,012</i>	0,029 <i>0,026</i>	0,002 <i>0,014</i>
Plan de réduction des effectifs sur les 5 années précédentes	0,055 <i>0,029</i>	0,003 <i>0,014</i>	0,043 <i>0,031</i>	0,005 <i>0,017</i>
Introduction de nouvelles technologies sur les 5 années précédentes	0,027 <i>0,023</i>	-0,004 <i>0,013</i>	0,035 <i>0,026</i>	0,016 <i>0,015</i>
Introduction de nouveaux produits sur les 5 années précédentes	-0,018 <i>0,024</i>	0,010 <i>0,013</i>	0,060 <i>0,026</i>	0,035 <i>0,015</i>
Introduction d'une nouvelle organisation du travail sur les 5 années précédentes	-0,024 <i>0,026</i>	-0,001 <i>0,014</i>	0,051 <i>0,027</i>	0,003 <i>0,016</i>
Age à partir duquel on est "âgé": 60 ans au moins	-0,069 <i>0,021</i>	0,016 <i>0,012</i>	0,064 <i>0,024</i>	-0,038 <i>0,013</i>

TAB. 2 : Analyse “toutes choses égales par ailleurs” des pratiques déclarées de formation, promotion et adaptation des postes (calculs à partir de l'enquête ESSA ; effets marginaux dans un modèle Probit)

L'analyse “toutes choses égales par ailleurs” de l'accès relatif des plus de 50 ans à la formation (tableau 2) montre que cet accès s'améliore sensiblement lorsque l'horizon de prévision de l'activité s'allonge (un établissement a alors 5 points de pourcentage de chances en moins de déclarer qu'il forme moins ses salariés âgés). L'histoire récente de l'établissement joue peu, ou ses effets sont trop imprécisément estimés. Les établissements ayant connu des restructurations ou ceux ayant introduit de nouvelles technologies, de nouveaux produits ou une nouvelle organisation du travail ne se distinguent pas significativement des autres. En revanche, l'accès des seniors à la formation continue est moins fréquent après la mise en place d'un plan de réduction des effectifs. Ce dernier point est cohérent avec les départs plus fréquents de salariés âgés lors des réductions d'effectifs. Enfin, les pratiques de formation défavorables sont corrélées avec les perceptions négatives : les établissements qui forment le moins sont aussi ceux où la personne interrogée estime qu'on est vieux plus tôt.

### 3.1.2 Le rôle de la technologie et de l'organisation du travail

Les études ergonomiques soulignent à quel point la relation entre âge et efficacité est une relation *conditionnelle*. Selon la synthèse de Jolivet et al. (2000), l'effet de l'âge dépend de trois séries de facteurs :

- les stratégies d'adaptation et de compensation individuelles ou collectives que les travailleurs âgés peuvent mettre en oeuvre (anticipation des problèmes, construction et utilisation du collectif, notamment en programmant la coopération)
- la conception des moyens de travail dans l'entreprise (aménagement des postes, outils et logiciels, composition et fonctionnement des équipes, modalités de formation)
- l'évolution des conditions de travail passées et présentes

Dans cette perspective, on peut se demander dans quelle mesure les pratiques des entreprises en France favorisent la performance des travailleurs âgés. Le diagnostic de Jolivet et al. (2000) comme celui de Guillemard (2003) est que les entreprises françaises ont peu investi en la matière. Ce constat est étayé par les résultats de l'enquête ESSA (tableaux 1 et 2) : en particulier, l'adaptation des postes reste peu fréquente. 13% des établissements déclarent avoir "effectué en 2000 des adaptations de poste de travail pour les salariés de 50 ans ou plus". Ces établissements sont majoritairement situés dans la construction ou l'industrie. Le fait qu'ils soient principalement des établissements de grande taille peut être partiellement un effet mécanique de la taille : si les adaptations de poste ont lieu périodiquement, un établissement avec de nombreux postes a plus de chances d'en avoir effectué au moins une dans l'année. L'adaptation des postes apparaît positivement corrélée à des innovations : c'est surtout vrai de l'innovation de produits et, dans une moindre mesure, de l'innovation technologique.

Les monographies d'entreprises d'Alexandre-Bailly et al. (2004)<sup>46</sup> suggèrent *a contrario* l'hypothèse selon laquelle les contraintes organisationnelles et technologiques ont pu limiter la marge de manoeuvre des entreprises pour adapter postes et horaires :

"Si certaines entreprises déclarent ne pas avoir de politique adap-

---

<sup>46</sup>Ces monographies d'entreprises sont brièvement présentées dans l'annexe E.

tée, c'est aussi parce qu'elles n'en ont pas la capacité, leurs marges de manoeuvre ayant été fortement réduites par l'adoption de méthodes de production – la production “maigre” (*lean production*) venant s'ajouter au travail posté –, qui rendent très difficile, voire impossible l'aménagement des postes et des horaires en fin de carrière.” (Alexandre-Bailly et al. 2004, p. 11).

Cette hypothèse pose plus largement la question de l'impact du changement organisationnel et technologique sur la demande de travailleurs âgés. De même qu'on a pu émettre et tester l'hypothèse d'un biais du changement organisationnel et technologique défavorable au travail non qualifié, y a-t-il un biais défavorable aux travailleurs âgés ? Ce biais pourrait avoir plusieurs sources, qui sont détaillées au **chapitre 6**. Il pourrait découler directement du biais par rapport au travail qualifié, puisque les travailleurs âgés appartiennent à des cohortes dont la formation scolaire a été limitée ; il pourrait être directement lié à un effet de l'âge ; ou être lié à la dévalorisation du capital humain spécifique (voir Gautié, 2004b) ; ou venir de l'obsolescence de la formation scolaire reçue ; ou enfin, être dû à un désavantage comparatif des travailleurs âgés pour la formation continue, qui rend leur adaptation au changement organisationnel et technologique plus difficile.

Quoique fréquemment évoqué, un tel biais n'a pas fait l'objet d'investigations systématiques en France. Il constitue donc une piste à suivre.

### 3.1.3 Les tentatives de mesure de la productivité

Après avoir souligné l'importance des conditions de travail sur la “performance” selon l'âge, Jolivet et al. (2000) insistent logiquement sur les difficultés d'une mesure expérimentale des effets du vieillissement au travail. Les protocoles de ces mesures et la standardisation qu'ils requièrent risquent en effet de déconnecter le salarié de son cadre habituel de travail – et de rendre inopérante les “stratégies” ordinairement mises en oeuvre par le travailleur âgé. Les mesures expérimentales sont donc appropriées pour mesurer l'évolution des capacités fonctionnelles avec l'âge, mais non la façon dont le travailleur met ces capacités en oeuvre. Sous ces réserves, les études de physiologie et psychologie indiquent seulement des évolutions modérées des capacités fonctionnelles aux âges d'activité professionnelle (les vraies ruptures

interviennent ultérieurement, au-delà de 70 ans). Elles montrent également que les rythmes individuels de ces évolutions sont très variés : si la moyenne des capacités fonctionnelles diminue légèrement avec l'âge, leur variance augmente également.

Pour Jolivet et al. (2000), ces mesures des capacités fonctionnelles doivent être complétées par l'observation des stratégies mises en place par les travailleurs âgés sur leur lieu de travail. Alors que les expérimentations mesurent la réalisation d'un travail prescrit et isolé pour lequel les travailleurs âgés sont désavantagés, ces observations rendent compte de l'avantage comparatif de plus âgés :

“L'analyse du travail prescrit tend à suggérer que les coûts du maintien [en emploi des travailleurs âgés] se cumulent : la productivité<sup>47</sup> se réduit avec l'âge et/ou les déficiences se développent, imposant des aménagements plus ou moins coûteux des postes de travail. *A contrario*, la performance avérée des travailleurs vieillissants offre une alternative plus positive : l'amélioration des conditions de travail se justifie par l'expertise détenue par ces travailleurs, et en particulier par leur contribution à l'efficacité du système productif.” (Jolivet et al., 2000).

L'approche économétrique, non expérimentale, de l'estimation de fonctions de production, permet *a priori* de mesurer cette “performance” des salariés âgés, c'est-à-dire leur productivité dans une acception large : une productivité qui résulte de l'interaction avec d'autres travailleurs et d'autres facteurs de productions, et qui se mesure dans un résultat global, la valeur ajoutée. A partir d'un panel appa-riant des données fiscales d'entreprises (BRN) et les Déclarations administratives de données sociales (DADS) entre 1995 et 2000, Aubert et Crépon (2004) estiment ainsi les contributions productives des salariés groupés par tranches d'âge quinquen-nales. Leurs estimations, menées séparément dans l'industrie, le commerce et les services, conduisent à des profils de productivité nettement croissants jusque 40 ans, puis se stabilisant avant de décroître (légèrement et non significativement) pour les travailleurs de 55-59 ans. La décroissance après 55 ans est plus prononcée dans l'in-dustrie et les services que dans le commerce. Selon le commentaire des auteurs, ces résultats sont compatibles avec la synthèse de Jolivet et al. (2000). Il n'apparaît pas

---

<sup>47</sup>La productivité est définie par ces auteurs de façon restrictive comme une simple relation physique entre input et output, qui ne prend pas en compte des dimensions qualitatives (qualité, fiabilité) ni la “création de valeur” liée à la redéfinition des tâches, à l'innovation.

de déclin uniforme des capacités avec l'âge, ni d'âge charnière à partir duquel une rupture se produit. En même temps, ces résultats moyens n'excluent pas une baisse de la productivité chez certains salariés, ou dans certains secteurs.

Autant que par ses résultats, le travail d'Aubert et Crépon est éclairant par sa méthode. Il montre en effet combien de simples corrélations entre la pyramide des âges d'une entreprise et la productivité apparente du travail peuvent être trompeuses. D'une part, les salariés âgés sont surreprésentés dans les entreprises plus grandes, plus capitalistiques et plus anciennes – ce qui nécessite de contrôler ces dimensions. Mais plus fondamentalement, la structure par âge d'une entreprise est fortement endogène, ce qui produit quatre types de biais – biais d'hétérogénéité, de simultanéité, d'attrition et de sélection – que le travail économétrique permet plus ou moins de contrôler. Les auteurs montrent ainsi comment en coupe les travailleurs âgés sont surreprésentés dans des entreprises plus productives<sup>48</sup> : c'est le biais d'*hétérogénéité*. Le biais de simultanéité est usuel dans l'estimation de fonction de production : il tient à la simultanéité des variations de la production et des ajustements des facteurs de production (voir Griliches et Mairesse, 1997). Spécifiquement, la main-d'oeuvre jeune est ajustée plus rapidement aux variations de la production, si bien que, dans la dimension temporelle, les travailleurs âgés sont surreprésentés quand l'entreprise connaît des chocs de productivité négatifs, et sous-représentés dans le cas de chocs positifs. Cela conduit à sous-estimer leur productivité : c'est le biais de *simultanéité*. La correction de ces deux biais est l'apport du travail d'Aubert et Crépon : elle repose sur la dimension de panel des données ; le biais d'hétérogénéité est corrigé par l'utilisation des données en différences premières, et le biais de simultanéité en instrumentant ces différences par les niveaux passés. En particulier, la pyramide des âges en  $t - 2$  est un bon prédicteur des variations ultérieures (entre  $t - 1$  et  $t$ ), dont on peut penser qu'il est exogène par rapport aux chocs globaux de productivité survenus entre  $t - 1$  et  $t$ . L'inconvénient de cette méthode, malgré le caractère satisfaisant de la source d'identification et sa mise en oeuvre sur des données exceptionnellement riches est que les estimations obtenues demeurent très peu précises – si bien qu'il n'est pas possible, pour l'industrie par exemple, de rejeter statistiquement (à 95%) l'hypothèse d'un profil de productivité plat entre 30 et 60

---

<sup>48</sup>Notamment dans l'industrie – cf. la différence entre le graphique X, p.109, et le graphique IX dimension "inter-entreprise", p.106 (Aubert et Crépon, 2004).

ans !

Le problème d'*attrition* vient de l'usage d'un panel cylindré d'entreprises – si les entreprises non pérennes ont aussi des salariés âgés relativement moins productifs, par exemple, les résultats obtenus ne seront pas représentatifs. Il est difficile d'évaluer l'importance de ce problème. Reste enfin le problème non résolu de la *sélection*. On a vu l'éviction massive des salariés âgés après 55 ans. Cette éviction est vraisemblablement sélective, au moins partiellement, ce qui laisse penser que les travailleurs de plus de 55 ans restés en emploi sont, en moyenne, plus productifs que ceux qui ont cessé de travailler. Par rapport aux âges précédents où la quasi-totalité des travailleurs sont en emploi, cela conduit à surestimer la productivité après 55 ans. Le biais est potentiellement important entre 55 et 59 ans (en revanche, il ne peut être massif entre 50 et 54 ans, avant les départs anticipés d'activité).

Au final, les résultats demeurent donc à prendre avec prudence : ils fournissent une borne inférieure, imprécisément estimée, de la productivité des travailleurs âgés ; s'ils ne mettent pas en évidence une productivité plus faible chez les plus âgés, ils ne permettent pas non plus d'en rejeter l'hypothèse.

## 3.2 Le coût des travailleurs âgés

De même que la productivité, le coût des travailleurs âgés est une grandeur qui recouvre plusieurs dimensions – en particulier, salaires et coûts d'ajustement – et qui résulte d'interactions complexes entre demande, offre de travail et cadre institutionnel.

On envisage successivement les salaires, ou plus largement les pratiques de rémunération, et les coûts d'ajustement.

### 3.2.1 Les pratiques de rémunération

On peut distinguer schématiquement deux perspectives théoriques sur les carrières salariales. La première, fondée sur la théorie du capital humain, relie directement salaires et productivité<sup>49</sup> ; étudier les salaires, c'est donc principalement étudier l'accumulation de capital humain et son financement. La deuxième perspective sou-

---

<sup>49</sup>Une fois pris en compte la part des coûts de formation supportée par le salarié.

ligne les nombreuses sources d'écart qui peuvent exister, à un moment donné de la carrière, entre productivité et salaire. Suivant la synthèse de Gautié (2004b), trois approches impliquent de tels écarts, qu'on résume très succinctement.<sup>50</sup> Selon l'approche en termes d'efficience, les contrats de long terme sur le marché du travail jouent un rôle d'incitation ou d'assurance, et peuvent se comprendre comme des réponses efficaces aux problèmes d'information imparfaite sur le marché du travail. Selon l'approche en termes d'économie politique, les institutions sont promues par certains groupes pour extraire des rentes – on peut penser aux salariés âgés favorisant une rémunération à l'ancienneté qui leur est favorable, surtout si la protection de l'emploi dont ils bénéficient leur assure une situation protégée d'*insiders*. Enfin, selon l'approche que Gautié qualifie d'institutionnaliste, des institutions – comme les grilles de rémunération à l'ancienneté et les conventions collectives qui les soutiennent – peuvent avoir une autonomie partielle, et reposer sur des représentations – par exemple en termes d'équité – qu'elles contribuent en retour à façonner.

Une question importante pour l'emploi des travailleurs âgés est de savoir si une rémunération au-delà de la productivité engendre nécessairement du chômage involontaire. La réponse est négative. Une politique de rémunération excédant, à certaines phases de la carrière, la productivité du travailleur peut correspondre à un équilibre de plein emploi. Un bon exemple est le système des "paiements différés" de Lazear (1979). Le salarié est payé en fin de carrière un salaire incitatif qui excède sa productivité. Cela n'empêche pas l'emploi d'être rentable pour l'entreprise, à condition de considérer les valeurs actualisées de la productivité et du salaire sur la durée de l'emploi. Le modèle de Lazear n'est donc pas un modèle de chômage involontaire, à la différence de celui de Shapiro et Stiglitz (1984). Plus généralement, les politiques de rémunération, en utilisant la dimension temporelle de la relation d'emploi, peuvent pallier certaines imperfections de marché sans entraîner nécessairement de baisse de l'emploi.<sup>51</sup>

Même s'ils n'entraînent pas nécessairement un sous-emploi, de tels modes de rémunération restent complexes et conduisent à des équilibres potentiellement fragiles.

---

<sup>50</sup>De plus amples développements sont réservés aux chapitres 4 et 5.

<sup>51</sup>Cet argument est au coeur de la "critique du dépôt" adressée au modèle de Shapiro et Stiglitz (1984), lequel présente le chômage involontaire comme conséquence de l'information imparfaite des employeurs sur l'effort des salariés.

Le fait qu'en fin de carrière le travailleur soit rémunéré au-delà de sa productivité ne le rend-il pas plus vulnérable en cas de choc remettant en cause l'équilibre initial ? Il semble qu'il y ait là une piste à suivre ; elle fera l'objet des chapitres 4 et 5.

D'un point de vue empirique, la rémunération à l'ancienneté est une pratique persistante. Les quatre entreprises étudiées par Alexandre-Bailly et al. (2004) ont ainsi connu d'importantes modifications des pratiques de rémunération au cours des quinze dernières années.<sup>52</sup> Ces changements vont dans le sens d'une individualisation plus poussée des rémunérations, avec dans certains cas la substitution de référentiels de compétences aux grilles de classification issues des conventions collectives (cas de METAL). L'impact de ces changements sur les profils de rémunération n'est pas pour autant simple. Malgré le souhait des directions de TRANSFORMATION et VENTE-MAT, la prime d'ancienneté n'est pas abrogée<sup>53</sup> : elle relève des conventions collectives et bénéficie d'un fort soutien des syndicats. Pour les syndicats de VENTE-MAT, elle constitue une source stable d'augmentation des salaires, indépendante de la conjoncture et des évaluations de la hiérarchie parfois jugées arbitraires, mais elle joue aussi un rôle incitatif pour stabiliser les jeunes dans un contexte de fort turnover. Dans le cas de METAL, le maintien de la prime d'ancienneté<sup>54</sup> est interprété en termes d'équité : il réduit l'impact du système de référentiels de compétences qui tend à favoriser les jeunes (qui disposent d'une formation scolaire élevée leur permettant de valider rapidement les compétences des référentiels) au détriment des plus âgés (dont le savoir-faire opérationnel est plus difficilement pris en compte). Pour autant qu'il soit possible de tirer des leçons de quatre études de cas, il semble donc que la rémunération à l'ancienneté dont l'abandon est parfois souhaité par l'employeur résiste<sup>55</sup>, pour des raisons diverses : attachement syndical, rôle incitatif, considérations d'équité, difficulté à évaluer plus précisément l'apport productif peu formalisable de l'ancienneté.<sup>56</sup>

---

<sup>52</sup>Pour TRANSFORMATION, les modifications sont encore au stade de projet à ce jour.

<sup>53</sup>Dans ces deux entreprises, la prime d'ancienneté est de 3% à partir de 3 ans d'ancienneté, jusqu'à 15% à 15 ans d'ancienneté, qui constitue le plafond.

<sup>54</sup>La prime d'ancienneté vaut 3% à 3 ans d'ancienneté, puis croît jusqu'à un plafond de 19%.

<sup>55</sup>Seule la quatrième entreprise, BANQUE, est parvenue en 2002 à supprimer la rémunération à l'ancienneté. Cela peut s'expliquer notamment par le fait qu'elle ne dépendait d'aucun accord de branche.

<sup>56</sup>Le cas de METAL est intéressant sur ce point. Les référentiels de compétence ont été construits au début des années 1990. Or, "[l]e problème de ces référentiels est qu'ils ont été bâtis à partir de

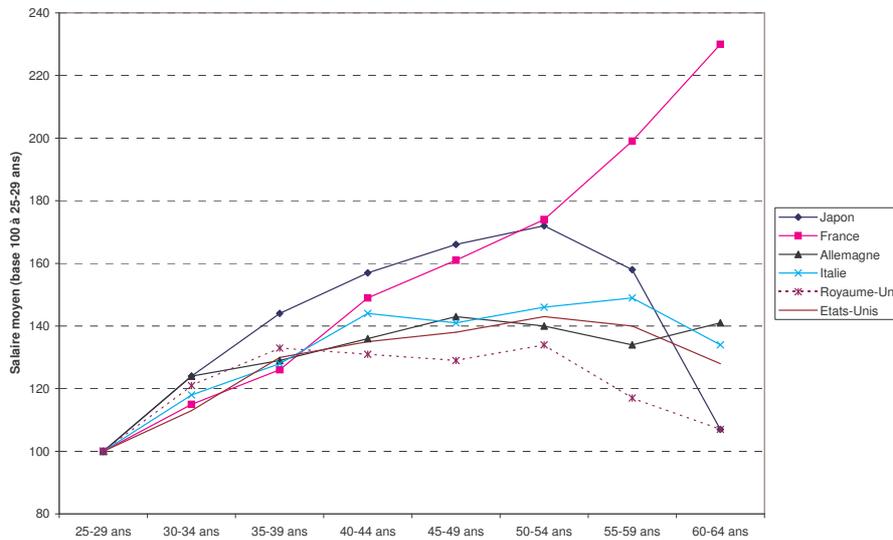


FIG. 1.19 – Profils de salaires selon l’âge dans quelques pays de l’OCDE (2000).  
Source : OECD Wage Data base of Full Time Workers ; Gautié (2004)

A un niveau agrégé, la figure 1.19 montre que la France se distingue d’autres pays de l’OCDE par des profils de salaires particulièrement pentus, jusqu’aux âges élevés.<sup>57</sup> Ces données proviennent de sources nationales partiellement harmonisées et ne contrôlent pas d’éventuels effets de composition, ni bien sûr de génération. Pour la France en particulier, l’évolution des salaires après 55 ans est surévaluée du fait de la sortie d’un grand nombre de travailleurs non qualifiés. Les ordres de grandeur suggérés par ces données restent néanmoins suggestifs.

Il est utile de donner plusieurs éclairages sur ces profils de salaires relativement impressionnants. En premier lieu, Aubert et Crépon (2004) confrontent leurs estimations de fonction de production aux profils de salaires par âge. Ils ne mettent pas en évidence de différence significative entre profils de productivité et de salaires, même

---

l’idéal de savoir-faire théoriques nécessaires pour tenir les postes. Du coup, en raison du niveau de leur formation initiale, les jeunes acquièrent rapidement les compétences nécessaires, selon le référentiel, pour occuper les postes. [Mais ils n’ont pas] acquis nécessairement les savoirs opérationnels et l’expérience des savoir-être, lesquels ne sont pas assez pris en compte dans les référentiels tels qu’ils ont été construits. (...). [Cela] va conduire à rouvrir tout le chantier de la logique compétences dans les années qui viennent.” (Alexandre-Bailly et al., 2004, p. 108).

<sup>57</sup>Les données proviennent de la base de salaires de l’OCDE (OECD Wage Data base of Full Time Workers) et sont reprises de Gautié (2004b). Pour l’Italie et l’Allemagne, il s’agit de l’année 1998 et non de l’année 2000.

si leurs estimations ponctuelles suggèrent que les salaires continuent de croître après 40 ans alors que les productivités se stabilisent. Cela illustre bien que l'observation isolée de profils de salaires, fussent-ils très pentus, n'est pas suffisante pour prouver un décalage entre salaires et productivité.

En second lieu, Aubert (2004) rejette un modèle statique simpliste de demande de travail qui prédirait qu'une proportion plus importante de quinquagénaires est employée là où leurs salaires relatifs sont plus faibles. Toutes qualifications confondues, on observe au contraire que la part des quinquagénaires est plus élevée et augmente dans les établissements où leur salaire relatif est plus élevé. Ce résultat moyen n'est cependant pas systématique : il s'applique aux très qualifiés mais s'inverse pour les non qualifiés (cf. Aubert, 2004, tableau D, p.91). Ce deuxième éclairage illustre bien qu'un salaire relatif élevé n'implique pas mécaniquement une demande relative faible pour les travailleurs âgés.

### **3.2.2 Les coûts d'ajustement**

Les coûts d'ajustement – on entend par là les coûts de recrutement, de formation initiale et de séparation – diffèrent également selon l'âge.

On sait peu de choses de l'impact de l'âge sur les coûts de recrutement. Il est théoriquement ambigu – d'un côté, les travailleurs âgés ont acquis une meilleure connaissance des conditions où ils sont les plus productifs, et disposent d'une expérience antérieure qui peut les aider à signaler leurs aptitudes, ce qui peut favoriser les appariements ; de l'autre, il y a le risque que le travailleur manipule cette information, ce qui peut conduire à des problèmes de sélection adverse.<sup>58</sup>

De même, les coûts de formation initiale peuvent être plus ou moins importants suivant la continuité d'un emploi à l'autre, ou la nécessité d'actualiser les compétences d'un salarié sur un nouveau poste.

Cependant, qu'ils soient plus ou moins élevés dans l'absolu, ces coûts fixes doivent être, pour le salarié en fin de carrière, amortis sur un horizon plus court. Hutchens (1986) insiste sur cette différence qui peut constituer un frein au recrutement de travailleurs plus âgés.

---

<sup>58</sup>Le risque de sélection adverse peut être plus important pour les travailleurs âgés dans la mesure où leur hétérogénéité est plus importante.

Les coûts de séparation comportent deux parties : des coûts légaux et des coûts négociés (*ex ante* ou *ex post*). Les coûts légaux dépendent, lorsqu'il s'agit d'un licenciement, de l'ancienneté dans l'entreprise et, à partir de 50 ans avec la contribution Delalande, de l'âge. Ils peuvent être très élevés pour un travailleur ancien de plus de 50 ans (voir chapitre 2).

Les coûts négociés recouvrent les indemnités conventionnelles, qui peuvent excéder nettement les minima prévus par la loi, ainsi que d'éventuelles primes individuelles de départ.

Empiriquement, il est utile de disposer de mesures agrégeant ces différents coûts de séparation. L'Enquête sur la structure des salaires (ESS) utilisée par Abowd et Kramarz (2003) fournit une telle mesure pour l'année 1992. Elle ne permet pas cependant de distinguer, après 55 ans, départs en préretraite, en retraite ou licenciement (même si les auteurs parlent globalement de départs en retraite). Les coûts individuels de séparation sont conséquents<sup>59</sup> : 134000 F en moyenne pour les salariés de plus de 55 ans ; 215000 F pour les licenciements économiques avant 55 ans, et 95000 F pour l'ensemble des licenciements avant 55 ans. D'après les estimations effectuées sur les entreprises de plus de 50 salariés et visant à contrôler la sélectivité (les entreprises qui licencient ont vraisemblablement, *ceteris paribus*, des coûts d'ajustement moins élevés), il existe d'importants coûts fixes aux plans de préretraites ou de licenciements, ce qui constitue une forte incitation à grouper les départs.<sup>60</sup>

Alors que coûts de recrutement et de formation initiale ont un impact négatif sur la demande de travail, l'impact des coûts de séparation est ambigu. D'un côté, les coûts légaux favorisent la rétention de travailleurs âgés, de l'autre, ils constituent un surcoût défavorable à l'embauche. Par ailleurs, une partie des coûts légaux ainsi que les coûts négociés constituent un transfert de l'employeur au salarié qui peut permettre de réduire les salaires, et au total diminuer le coût total du travail si ces transferts ont pour le travailleur une valeur d'assurance face au risque de licenciement pour lequel il est prêt à payer une prime de risque. L'évaluation de l'impact des coûts de licenciement sur l'emploi des travailleurs âgés requiert donc une attention

<sup>59</sup>On se situe pourtant en 1992, avant le premier relèvement de la contribution Delalande.

<sup>60</sup>Les coûts fixes mesurés dans l'ESS concernent uniquement les coûts externalisés rapportés par l'entreprise : recours à des consultants pour préparer le plan de licenciement,...

spécifique, qui fera l'objet des chapitres 2 à 5.

### **3.3 Résumé : biais du changement organisationnel et technologique et fragilité des contrats de long terme**

Parmi les différents facteurs affectant le coût et la productivité des travailleurs âgés, deux sources potentielles de baisse de la demande de travailleurs âgés ressortent. La première tient au changement organisationnel et technologique, et à l'hypothèse d'un biais défavorable aux travailleurs âgés. Cette hypothèse, inspirée de l'hypothèse d'un biais défavorable au travail non qualifié, dispose d'arguments théoriques propres – obsolescence de la formation scolaire des travailleurs âgés, désavantage comparatif pour la formation continue. Une investigation empirique semble donc nécessaire.

La deuxième source possible de baisse de la demande de travailleurs âgés tient à la complexité et à la fragilité sous-jacente des pratiques de rémunération. Si ces pratiques sont des pratiques d'équilibre sur la durée d'un emploi, toute remise en cause de l'équilibre peut faire apparaître le coût des travailleurs âgés comme excessif, et faire d'eux les premières victimes. La piste est pour le moment incomplète – pourquoi l'équilibre serait-il remis en cause ? – mais vaudra d'être creusée.

Comment ces pistes concernant la demande de travail s'articulent-elles aux hypothèses sur le rôle des politiques publiques ? Et d'abord, comment contribuent-elles à définir l'objet des “travailleurs âgés” ? C'est l'objet de la section qui suit.

## **4 Objet et questionnement de la thèse**

### **4.1 “Les” travailleurs “âgés”**

La définition des travailleurs âgés pose deux questions. Y a-t-il un âge qui puisse servir de seuil ? Est-il pertinent de considérer les travailleurs âgés dans leur globalité ?

Les faits stylisés<sup>61</sup> font ressortir que les effets de l'âge paraissent tantôt discrets, tantôt continus. Les discontinuités renvoient particulièrement aux seuils d'accès aux

---

<sup>61</sup>Voir section I, notamment le fait 6.

différents dispositifs de cessation anticipée d'activité. En particulier, le seuil de 55 ans (âge d'éligibilité à l'indemnisation non dégressive du chômage) permet de bien capter la rupture qui apparaît dans les taux de transition.

Adopter ce seuil pour la définition de l'objet serait pourtant une erreur de méthode. En effet, les seuils induits par les politiques publiques peuvent accuser des évolutions sous-jacentes plus continues.<sup>62</sup> Il ne faudrait pas qu'adopter les seuils institutionnels – que ce soit 50 ans pour la contribution Delalande ou les contrats aidés, 55 ans pour les cessations anticipées d'activité – conduise à accorder prématurément un rôle causal à ces politiques publiques.

La démarche suivie sera donc pragmatique. Analyses empiriques et modélisations théoriques viseront, autant que possible, à rendre compte des fins de carrière sans imposer de ruptures *a priori*. Finalement, la définition des travailleurs âgés comme un *état* a peu de sens ; notre objet est davantage les effets sur l'emploi du vieillissement comme *processus*. Selon les moments, l'analyse devra donc prendre en compte des portions plus ou moins longues des carrières.

Est-il alors pertinent de considérer “le” vieillissement au travail ? Sans doute, le bon sens même indique que la carrière et la fin de carrière d'un cadre dans le secteur des services diffèrent de celles d'un ouvrier non qualifié de l'industrie. Pour autant, les faits stylisés montrent<sup>63</sup> que ces divergences sont moindres que pour les travailleurs plus jeunes.

Une certaine unité du problème n'est donc pas à exclure *a priori*. Elle peut venir d'effets performatifs des classifications selon l'âge opérés par les politiques publiques – qu'il faudrait se garder de réifier. Mais elle peut aussi venir de déterminants économiques communs aux travailleurs âgés et plus fondamentaux : position dans le cycle de vie et faible horizon d'activité, ancienneté dans l'entreprise, effets de génération,... Le choix sera donc de ne pas focaliser l'attention sur une catégorie *a priori* ; en revanche, il conviendra, selon les analyses, de procéder à des désagrégations qui permettent de contrôler d'éventuels effets de composition ou de déceler une hétérogénéité importante.

---

<sup>62</sup>Les entreprises utiliseraient les dispositifs publics pour évincer à 55 ans des salariés qu'elles licencieraient autrement autour de 55 ans, dans une sorte d'effet d'aubaine “à rebours”.

<sup>63</sup>Voir le fait stylisé 7, section I.

## 4.2 Questionnement et plan de la thèse

Comment expliquer le faible emploi des travailleurs âgés en France ? Le rôle des politiques publiques apparaît incontournable. Est-il suffisant ? Ou faut-il reconnaître le rôle de “fondamentaux” économiques désavantageant les travailleurs âgés ?

Des arguments en faveur de l’une ou l’autre position, aucun n’apparaît décisif au terme de ce premier tour d’horizon. D’un côté, le lien entre dispositifs de cessation anticipée d’activité et faible emploi est bien documenté empiriquement, mais la source et la persistance des cessations anticipées d’activité restent mal expliquées. De l’autre, les sources potentielles d’une plus faible demande de travailleurs âgés – équilibre fragile de contrats de long terme, biais du changement organisationnel et technologique par rapport à l’âge – se conçoivent bien mais manquent de support empirique.

Il convient donc de considérer le rôle des politiques publiques et de la demande de travail comme deux pistes également importantes. Mais on a vu que ces pistes se croisent. Peut-être faut-il donc même placer l’articulation de la demande de travailleurs âgés et des politiques publiques au cœur de l’analyse. Comment politiques publiques et demande de travailleurs âgés interagissent-elles ? Les insuffisances de la demande de travailleurs âgés sont-elles l’alibi (ou le motif erroné) de réformes seulement partielles des incitations aux départs anticipés ? Sont-elles au contraire la source de l’échec de ces réformes, en poussant entreprises et salariés à des stratégies de résistance ou de contournement ? Ou les cessations anticipées d’activité ne sont-elles que des mécanismes d’assurance jouant leur rôle face à une demande de travail insuffisante ? On retrouve les trois rôles possibles des cessations anticipées d’activité tels qu’ils se sont dégagés de la section 2, articulés à présent symétriquement aux rôles possibles de la demande de travailleurs âgés.

On étudiera ces interactions entre demande de travailleurs âgés et politiques publiques en trois temps.

Le premier visera à clarifier les effets de la contribution Delalande, théoriquement puis empiriquement (chapitres 2 et 3). La contribution Delalande est en effet particulièrement intéressante par le renversement qu’elle introduit, à contre-courant des incitations aux départs anticipés. La réponse de la demande de travail à ce renverse-

ment est donc *a priori* riche d'enseignements sur le pouvoir incitatif des politiques publiques. Cela n'empêche pas la réforme d'être entachée de certaines ambiguïtés – d'une part, elle présente le risque d'effets pervers sur les embauches, d'autre part, elle favorise potentiellement la voie des préretraites. De fait, on sait déjà que les taux de sortie de l'emploi se sont stabilisés, mais n'ont pas été significativement relevés. Il importera donc de comprendre comment, et dans quelle mesure la faiblesse de la demande de travailleurs âgés a pu être un facteur de blocage.

Dans un deuxième temps, on envisagera une explication économique du consensus en faveur des cessations anticipées d'activité. Cette piste émerge de la section 2, et notamment de l'épisode des Contrats de solidarité préretraite démission, au cours duquel des ajustements globaux de l'emploi ont été explicitement reportés sur les plus âgés. Pourquoi ce report consensuel ? Pourquoi le subventionner par des politiques publiques ? On explorera l'hypothèse selon laquelle ce report a été le moyen, pour les entreprises, d'honorer les contrats de long terme efficaces qui les lient aux travailleurs. Les préretraites auraient ainsi été la "soupape d'ajustement" de relations d'emploi de long terme dont on a mentionné en section 3 un exemple avec les contrats à paiements différés. L'objectif des chapitres 4 et 5 sera, de façon encore exploratoire, de tester la cohérence théorique de l'argument et d'apporter de premiers éléments de test empirique.

Dans un troisième temps (chapitres 6 et 7), on considérera la possibilité d'un biais du changement organisationnel et technologique défavorable aux travailleurs âgés. On développera en particulier l'hypothèse que les travailleurs âgés, en raison de leur formation scolaire rendue obsolète par les années et de leur horizon d'activité limité, souffrent d'un désavantage comparatif par rapport à la formation continue. Le rôle des cessations anticipées d'activité ne serait alors que second : offrir une porte de sorties aux plus âgés ; mais peut-être aussi par là même favoriser l'adoption des innovations.

Chacune de ces parties s'appuie sur une hypothèse à tester : hypothèse du rôle des incitations sur la demande de travailleurs âgés ; hypothèse de fondements économiques au consensus en faveur des préretraites ; hypothèse d'un biais du changement organisationnel et technologique par rapport à l'âge. L'inconvénient de cette progression par hypothèses successives est de ne pas couvrir systématiquement tous les

aspects de la demande de travailleurs âgés, ni de l'analyse des politiques publiques – une telle exhaustivité aurait sans doute été trop ambitieuse. Mais certains fils directeurs sont maintenus qui trouvent leur ancrage dans les enseignements préliminaires de ce chapitre.

Le premier est l'attention accordée aux sorties de l'emploi et à l'importance des coûts d'ajustement, au sens large : coûts légaux avec la contribution Delalande ; coûts négociés et coûts de réputation avec les contrats de long terme ; coûts alternatifs de l'éviction ou de la formation face au changement organisationnel et technologique. La configuration des coûts d'ajustement auxquels font face les entreprises et les salariés selon l'âge de ces derniers constitue peut-être un élément synthétique qui conditionne l'interaction entre politiques publiques et demande de travailleurs âgés.

Le deuxième fil directeur est l'inscription des relations d'emploi dans la durée. Cette attention s'impose particulièrement dans la mesure où les travailleurs âgés sont en moyenne des travailleurs anciens dans leur entreprise. Formellement, on suivra donc un cadre d'analyse où des relations durables d'emploi créent un surplus intertemporel. Certains déterminants de ce surplus jouent un rôle clé : outre les coûts d'ajustement (qui contribuent à définir les positions de réserve), il s'agit en particulier de la nature du contrat et des investissements réalisés. La demande de travailleurs âgés ne doit donc pas être conçue comme une intervention ponctuelle des entreprises sur un marché spot, mais bien comme un ensemble de pratiques, du recrutement à la séparation, marquées par des investissements plus ou moins importants.

Le troisième fil directeur, corrélatif du précédent, est l'attention portée à la dimension contractuelle de la relation d'emploi. Même si leur rôle n'est pas étudié en propre, les travailleurs sont partie prenante dans la définition et l'acceptation du contrat de travail et des investissements effectués. Formellement, la détermination de ce contrat prend différents aspects au fil des modèles – négociation de Nash réajustée continûment pour l'étude de la contribution Delalande, modèle principal-agent dans l'étude des contrats de long terme, maximisation du surplus sans hypothèse additionnelle dans l'étude de la formation continue. Dans les trois cas, l'important est que la demande de travail n'est pas conçue isolément, mais bien dans une interaction avec l'offre qui n'est pas un jeu à somme nulle.

## Annexe A : Mesurer l'éviction des travailleurs âgés selon le secteur et le type d'établissement

Comment mesurer l'éviction des travailleurs âgés selon les secteurs ? Dans un modèle statique de demande de travail, étudier la part relative des différences classes d'âge suffirait, en supposant qu'une offre relative homogène s'applique aux différents secteurs. Mais les coûts d'ajustement – de recrutement, de formation ou de séparation –, vraisemblablement considérables, font qu'un tel indicateur risquerait de capter surtout les différences dans l'historique des recrutements des secteurs. Il est donc nécessaire de rechercher des indicateurs dynamiques, de flux.

Cependant, les secteurs diffèrent fortement, tous âges confondus, par leur taux de rotation de la main-d'oeuvre. Comparer directement les taux de départ et les taux de recrutement des quinquagénaires d'un secteur à l'autre serait donc peu informatif. Il est donc nécessaire de chercher des indicateurs relatifs, qui contrôlent le taux de turnover moyen du secteur.

On peut proposer principalement deux séries d'indicateurs symétriques, dont le premier a été utilisé par Hutchens (1986) pour tester la théorie des paiements différés de Lazear (1979) :

$$h_{50-54} = \frac{\frac{H_{50-54}}{L_{50-54}}}{\frac{H_{total}}{L_{total}}}, \quad s_{50-54} = \frac{\frac{S_{50-54}}{L_{50-54}}}{\frac{S_{total}}{L_{total}}}$$

et

$$h'_{50-54} = \frac{H_{50-54}}{H_{total}}, \quad s'_{50-54} = \frac{S_{50-54}}{L_{total}}$$

où  $L$ ,  $H$  et  $S$  représentent respectivement l'effectif, le nombre d'entrée et le nombre de départs dans la classe d'âge considérée.  $h_{50-54}$  et  $s_{50-54}$  s'interprètent comme des taux de recrutement et de départ relatifs pour la classe d'âge des 50-54 ans. Les trois derniers indicateurs sont utilisés par Aubert, 2004 (voir section 1).

Aubert (2004) utilise un autre indicateur complexe, tiré d'une décomposition comptable de la variation des poids des quinquagénaires entre 1995 et 2000 et fondé sur le solde des mouvements d'effectif d'une classe d'âge donné :

$$a_{50-54} = \frac{L_{50-54}^{2000}}{L_{total}^{1995} + (L_{50-54}^{2000} - L_{45-49}^{1995})} - \frac{L_{45-49}^{1995}}{L_{total}^{1995}}$$

Cet indicateur se simplifie dans le cas où le solde des mouvements pour la cohorte de 50-54 ans en 2000 est négligeable devant l'emploi initial total ( $L_{50-54}^{2000} - L_{45-49}^{1995} \ll L_{total}^{1995}$ ) en :

$$a_{50-54} \simeq \frac{L_{50-54}^{2000} - L_{45-49}^{1995}}{L_{total}^{1995}}$$

Aubert régresse alors cet indicateur du solde (normalisé) des mouvements des 50-54 ans sur des indicatrices de secteur et de taille d'établissement, en contrôlant en particulier par la croissance de l'effectif global, c'est-à-dire la variable  $\frac{L_{total}^{2000} - L_{total}^{1995}}{L_{total}^{1995}}$ .

Il obtient alors les résultats suivants, apparemment contradictoires :

- dans la régression, les indicatrices des grands établissements ont un signe positif, celles de l'industrie sont non significatives, ce qui suggère qu'à croissance de l'effectif donné, les grands établissements de l'industrie n'évincent pas spécifiquement les travailleurs âgés. En particulier, cela semble impliquer que l'évolution relative de l'effectif de la cohorte des 50-54ans,  $\frac{L_{50-54}^{2000} - L_{45-49}^{1995}}{L_{total}^{2000} - L_{total}^{1995}}$ , n'est pas plus faible dans les grands établissements de l'industrie qu'ailleurs
- les grands établissements et les établissements de l'industrie ont des indicateurs  $s'_{50-54}$  et  $s_{50-54}$  significativement plus élevés que la moyenne, alors que les différences pour  $h'_{50-54}$  et  $h_{50-54}$  sont faibles, ce qui suggère une éviction spécifique des travailleurs âgés.

En fait, les deux indicateurs  $s'_{50-54}$  et  $\frac{L_{50-54}^{2000} - L_{45-49}^{1995}}{L_{total}^{2000} - L_{total}^{1995}}$  ne sont pas directement comparables :

$$\frac{L_{50-54}^{2000} - L_{45-49}^{1995}}{L_{total}^{2000} - L_{total}^{1995}} = \frac{H_{50-54} - S_{50-54}}{H_{total} - S_{total}} \simeq \frac{-S_{50-54}}{H_{total} - S_{total}}$$

en tenant compte du fait que le nombre d'entrées chez les plus de 50 ans peut être négligé par rapport au nombre de sortie.

Il s'agit donc de comparer  $\frac{S_{50-54}}{|H_{total} - S_{total}|}$  et  $\frac{S_{50-54}}{S_{total}}$ . Ces deux indicateurs diffèrent par un terme  $\frac{S_{total}}{|H_{total} - S_{total}|}$  qui indique le turnover nécessaire pour une évolution donnée des effectifs. Ce turnover peut être considérable (cf. Abowd, Corbel et Kramarz, 1999) et varier d'un secteur à l'autre. Il est donc parfaitement possible que  $\frac{S_{50-54}}{S_{total}}$  soit important dans l'industrie tandis que  $\frac{S_{50-54}}{|H_{total} - S_{total}|}$  y est faible, la différence venant du plus faible taux de turnover dans l'industrie.<sup>64</sup>

<sup>64</sup>Le plus faible turnover dans l'industrie est documenté par exemple dans Le Roux et Lutinier (2004) : les taux d'entrée et de sortie trimestriels sont de l'ordre de 5% dans l'industrie, et de 12%

Finalement, les résultats obtenus s'interpréteraient de la façon suivante : les indicateur  $s'_{50-54}$  et  $s_{50-54}$  plus élevés des grands établissements de l'industrie montrent une éviction spécifique des travailleurs âgés ; mais l'analyse *ceteris paribus* des soldes de mouvements de main-d'oeuvre montre que cette éviction spécifique est corrélée à la réduction des effectifs dans des établissements dont le turnover est limité.

---

dans le tertiaire (source : DMMO-EMMO).

## Annexe B : Les politiques actives de l'emploi en faveur des travailleurs de plus de 50 ans : l'exemple des CRE-CIE

Le tableau A présente l'évolution des règles d'accès aux contrats aidés du secteur marchand, Contrats de retour à l'emploi (CRE) puis Contrats initiative emploi (CIE). A partir de 1990 apparaissent des règles spécifiques pour les quinquagénaires (en caractères appuyés), distingués comme "public prioritaire".

Dispositif	Public		Public prioritaire	
	Champ	Mesures générales	Champ	Mesures spécifiques
Contrat de retour à l'emploi I (1989)	- RMIstes - Chômeurs de longue durée (CLD) en ASS	- Exonération de cotisations sociales patronales (6 mois) - aide forfaitaire de 9 000F	x	X
Contrat de retour à l'emploi II (1990-95)	- RMIstes - CLD (>1 an) ou en ASS - Handicapés - <b>depuis 1992 : chômeurs de plus de 50 ans avec plus de 3 mois de chômage</b>	- Exonération de cotisations sociales patronales (9 mois maximum) - Aide à la formation (annexe au contrat)	- <b>Chômeurs LD de plus de 50 ans</b>	- Aide forfaitaire de 10 000F - Exonération de cotisations sociales patronales pérenne
			- RMIstes - Chômeurs TLD (>3 ans) - Depuis 1991 : handicapés	- Aide forfaitaire de 10 000F - Exonération de cotisations sociales patronales pendant 18 mois
Contrat initiative emploi I (juil. 95 - sept. 96)	- RMIstes - CLD (>1 an) ou en ASS - Handicapés - <b>Chômeurs de plus de 50 ans</b>	- Aide forfaitaire de 2 000F par mois (24 mois maxi) - Exonération de cotisations sociales patronales sur la partie de salaire n'excédant pas le SMIC (24 mois maxi) - Aide à la formation	- <b>Plus de 50 ans qui sont également chômeurs de longue durée (&gt;1 an), ou au RMI depuis plus de 12 mois, ou handicapés</b>	- Exonération de cotisations sociales patronales pérenne
Contrat initiative emploi II (sept. 96 - )	- RMIstes - CLD (>1 an) ou en ASS - Handicapés - <b>Chômeurs de plus de 50 ans</b> - Jeunes de moins de 26 ans sans diplôme (niveau Vbis ou VI)	- Exonération de cotisations sociales patronales sur la partie de salaire n'excédant pas le SMIC (24 mois maxi) - Aide à la formation	- <b>Plus de 50 ans qui sont également chômeurs de longue durée (&gt;1 an), ou au RMI depuis plus de 12 mois, ou handicapés</b>	- Prime de 2 000F par mois - Exonération de cotisations sociales patronales pérenne
			- Chômeurs TLD (>3 ans) - RMIstes de plus de 12 mois - Handicapés - Moins de 26 ans - Chômeur au chômage depuis 24 à 36 mois	- Prime de 2 000F par mois    - Prime de 1 000F par mois

Source : Bilan de l'emploi et Bilan de la politique de l'emploi, DARES, multiples années

TAB. A : Les emplois aidés du secteur marchand (CRE-CIE) et les travailleurs de plus de 50 ans.

## Annexe C : Comparaisons internationales et typologies sur l'emploi des travailleurs âgés

### Répartition de l'emploi par âge et par genre

On peut se demander dans quelle mesure les différences de taux d'emploi observées pour les travailleurs âgés se retrouvent pour d'autres catégories démographiques. Suivant la proposition de Barbier et Gautié (1998), on examine donc ici la répartition de l'emploi dans différents pays européens, en regard des régimes socio-économiques de répartition distingués par Esping-Andersen (1990) : type social-démocrate, type libéral et type corporatiste-conservateur (dans lequel s'inscrit la France).<sup>65</sup>

A partir de données d'Eurostat portant sur 1999, la figure 1.20 donne les taux d'emploi des différentes catégories démographiques selon le sexe et l'âge.<sup>66</sup> Alors que les différences sont faibles pour les hommes d'âge médian, des différences marquées apparaissent aux âges extrêmes ainsi que pour les femmes. Les pays de type social-démocrate se caractérisent par de forts taux d'emploi de toutes les catégories, avec peut-être une entrée plus tardive des jeunes en Suède. Les taux d'emploi sont un peu plus faibles pour les quinquagénaires et les femmes dans un pays de type libéral comme le Royaume-Uni. Le contraste est net entre ces deux premiers groupes et les pays de type corporatiste-conservateur, qui sont caractérisés par le faible emploi des travailleurs jeunes et âgés, ainsi que des femmes. Ces diagrammes illustratifs suggèrent assez nettement que les marchés du travail, en France mais aussi en Italie et en Allemagne se caractérisent par une éviction massive reportée sur certaines catégories. La question du report sur les travailleurs âgés d'ajustements globaux de l'emploi en France émerge donc de la comparaison internationale comme elle a émergé de l'étude historique du développement des préretraites (section 2).

---

<sup>65</sup>L'utilisation de ces catégories demanderait d'être davantage justifiée (voir Barbier et Gautié, 1998). Elles sont utilisées ici à des fins descriptives, dans la mesure où elles permettent de regrouper des pays comme la France, l'Allemagne et l'Italie qui présentent des similitudes intéressantes. Cela ne préjuge pas de l'interprétation de ces similitudes.

<sup>66</sup>Chaque point indique le taux de non emploi (en %) d'une catégorie définie par son âge (en lignes) ou par son sexe (en colonnes). Les trois points de gauche représentent les femmes de différentes tranches d'âge, ceux de droite les hommes. Les points du milieu représentent la moyenne sur les deux sexes.

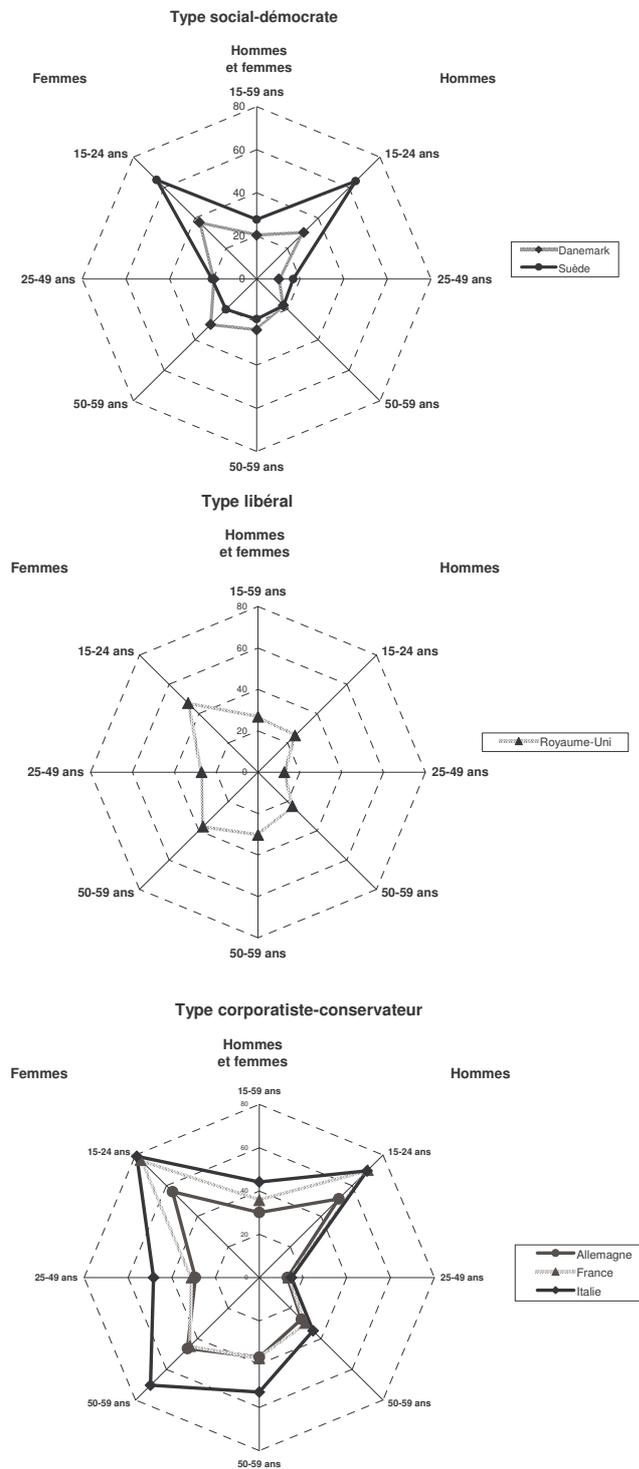


FIG. 1.20 – Taux de non emploi (en %) selon le sexe et l'âge (1999) dans différents pays d'Europe (à partir d'Eurostat, 2000)

## Quatre trajectoires types (Guillemard, 2003)

Guillemard (2003) propose de distinguer quatre trajectoires types sur le marché du travail des salariés âgés, à partir du croisement de deux dimensions concernant les travailleurs âgés : le niveau de protection sociale et le type de politiques de l'emploi.<sup>67</sup>

La première dimension s'appuie sur les régimes idéal-typiques de protection sociale de Esping-Andersen (1990), mais en retient seulement l'effet sur les plus âgés : la plus ou moins forte couverture du risque de non travail en fin de carrière par la protection sociale. La générosité de l'indemnisation du non emploi constitue en effet un facteur décisif pour expliquer les différences internationales d'âge de cessation d'activité. Néanmoins, d'importantes différences subsistent entre pays disposant d'une forte couverture de ce risque. Par exemple, la Suède maintient les taux d'emploi les plus élevés d'Europe malgré une indemnisation particulièrement généreuse du non emploi. L'explication réside selon l'auteur, s'appuyant sur Esping-Andersen et Sonnberger (1991), dans le rôle joué par les politiques actives de l'emploi en faveur du maintien des plus âgés en emploi dans ce pays. C'est pourquoi Guillemard propose d'introduire comme deuxième dimension d'analyse l'importance des politiques actives de l'emploi à destination des plus âgés. Cela aboutit à la typologie suivante (Guillemard, 2003, p. 74) :

---

<sup>67</sup>On ne retient ici que quelques éléments de la vaste synthèse effectuée par Guillemard (2003). Il est utile cependant de la resituer en quelques mots.

L'approche emprunte principalement à la sociologie et aux sciences politiques. Plus précisément, elle part de l'approche "sociétale" proposée par Maurice, Sellier et Silvestre, en s'efforçant de la rendre dynamique (étude des tensions, mise en perspective historique). L'auteur se rattache pour cela au courant du "néo-institutionnalisme historique" dont elle retient, outre l'attention aux institutions et à l'histoire, l'importance des effets de rétroaction des institutions et des politiques sur les dynamiques d'acteurs qui ont contribué à les initier. Cela la conduit à s'intéresser non seulement à la genèse des politiques publiques (en privilégiant une approche "cognitive" qui insiste sur la façon dont se construit la représentation sociale des âges), mais aussi à leurs interactions avec les comportements microéconomiques des entreprises (demande de travail pour les plus âgés).

		Couverture du risque de non emploi en fin de carrière	
		Faible	Elevée
Intensité des politiques actives de l'emploi pour les travailleurs âgés	Faible	Rejet/maintien selon la situation du marché du travail Etats-Unis; Grande-Bretagne	Marginalisation/relégation Allemagne; France; Pays-Bas; Finlande
	Elevée	Maintien sur le marché du travail Japon	Intégration/réintégration Suède; Danemark

TAB. B : Typologies des configurations nationales de l'emploi des travailleurs âgés (Guillemard, 2003)

La France se trouve ainsi située dans un “modèle continental” dans lequel indemnisation généreuse du non emploi et faiblesse des politiques actives à leur égard conduisent à la relégation des travailleurs âgés. Y figurent avec elle, jusqu’au milieu des années 1990, l’Allemagne, les Pays-Bas et la Finlande, en particulier. D’autres configurations sont possibles, qui ont leurs dynamiques propres et que l’auteur illustre par les exemples du Japon, de la Grande-Bretagne et de la Suède (Guillemard 2003, ch. 4). Le modèle continental se heurte pour sa part, selon les termes d’Esping-Andersen (1991), à la “pathologie spécifique des Etats-Providence continentaux”, celle de la “protection sociale sans travail” (*Welfare-State without work*), ou encore du “fordisme congelé”.

Si on partage ce diagnostic, esquissé ici à grands traits, une question décisive est de savoir si ce modèle continental est réformable. Une façon d’y répondre et d’étudier les réformes entreprises par d’autres pays que la France, d’où l’intérêt des études de cas de la Finlande et des Pays-Bas.

## **Annexe D : Sortir de la “culture de cessation d’activité précoce” : les exemples de la Finlande et des Pays-Bas**

Cet exposé synthétique s’appuie sur les présentations de Guillemard (2003) et de Delteil et Redor (2003). Il complète l’analyse présentée en section 2.

### **Le Programme national pour l’emploi des travailleurs vieillissants (Finlande, 1998-2002)**

La Finlande est caractérisé par un contexte initial très défavorable. L’emploi se dégrade au début des années 1990, sous l’effet notamment de la baisse des exportations vers l’ancienne URSS. Le marché du travail réagit par l’éviction des travailleurs âgés, notamment au travers de dispositifs d’invalidité. La réforme des politiques publiques est caractérisée par deux phases. La première, au début des années 1990, restreint les conditions d’éligibilité aux pensions d’invalidité. Ce changement s’avère insuffisant pour limiter les cessations anticipées d’activité, qui se redirigent par un jeu de vases communicants vers le chômage : celui-ci reste en effet particulièrement avantageux, dans la mesure où il est possible d’obtenir des indemnités de chômage à 55 ans maintenues jusque 60 ans puis relayées par une pension de chômage jusqu’à l’âge de la retraite. La seconde phase repose sur un travail de réflexion plus vaste dans un comité gouvernemental regroupant partenaires sociaux, experts et chercheurs à partir de 1995. Il se traduit par l’adoption en 1997 d’un Programme national pour les travailleurs vieillissants, entré en vigueur pour 5 ans en 1998. Ce programme promeut en particulier le concept de “capacité de travail” à préserver au fil des âges. Initialement centré sur l’individu, ce concept de capacité de travail a glissé progressivement à un niveau plus large qui inclut la responsabilité de l’employeur, “soulignant ainsi combien le vieillissement en travail est conditionnel à l’organisation du travail et au mode de management” (Delteil et Redor, 2003, p. 99).

Dans son application, le programme quinquennal comporte d’abord une modification significative des incitations adressées à l’employeur comme au salarié en

matière de cessation d'activité. Pour le salarié, le temps partiel est favorisé par le maintien intégral des droits à pension en cas d'activité partielle. En septembre 2002 est adoptée une réforme des retraites qui crée de fortes incitations à la prolongation d'activité. Le taux d'accroissement de la pension, qui est de 1,5% par année travaillée entre 18 et 52 ans, passe à 1,9% entre 53 et 62 ans et à 4,5% entre 63 et 67 ans, puis à 0,4% par mois après 67 ans. Pour les employeurs, dès 1997, une fraction importante du coût des pensions d'invalidité est transférée à la charge des entreprises (jusque 100% pour celles qui emploient plus de 1000 salariés), de même que pour les pensions de chômage (jusque 50% pour les entreprises de plus de 300 salariés).

Les actions pour le maintien des capacités de travail s'appuient d'abord quant à elles sur un effort de sensibilisation. Une campagne de communication nationale est lancée selon le thème : "l'expérience est une richesse nationale". La sensibilisation passe également par la diffusion à travers divers réseaux des résultats des études, recherches et expérimentations sur le bien-être au travail. L'effort le plus direct porte sur la formation continue, à laquelle le programme consacre trois volets : la formation des chômeurs de longue durée, associée à des mesures de "workfare" (entretiens obligatoires dans les agences locales de l'emploi) ; des mesures de réadaptation professionnelle pour les travailleurs de 58-59 ans, financées par les organismes de gestion des retraites ; enfin, l'extension du droit à la formation sans limite d'âge (aide financière à la formation pour une durée maximale de 18 mois). Plus généralement, la politique de formation est recentrée sur les travailleurs de plus de 45 ans avec l'objectif de combler progressivement l'écart de qualifications constaté entre générations.

Les résultats sont conséquents : sur la durée d'exécution du programme, le taux d'emploi du groupe d'âge 55-59 ans passe de 51% à 63%. L'âge effectif moyen de retrait du travail, qui s'élève en 1996 à 58,2 ans, est porté en 2001 à 59,3 ans.

Une des questions clés pour interpréter ces résultats est de faire la part de ce qui relève de la modification des incitations financières aux retraits d'activité précoce, et de ce qui relève de l'investissement réalisé dans la formation et les conditions de travail. Guillemard (2003) insiste sur le "changement culturel d'envergure" intervenu, permis à la fois par les incitations financières directes mises en oeuvre et par

l'investissement social réalisé.

“[La Finlande] a investi massivement dans le capital humain et a pris pour cible autant l'offre de travail des salariés âgés que la demande de travail de la part des entreprises. Ces dernières ont découvert que les salariés âgés pouvaient devenir compétents et performants, dès lors qu'ils faisaient l'objet d'investissements sociaux publics massifs. L'adoption d'une perspective de cycle de vie, selon laquelle les actions préventives englobent toute la seconde partie de carrière est également un élément important de réussite du programme.” (Guillemard, 2003, p. 160)

Au cours de leurs entretiens avec des responsables du patronat ou des syndicats de salariés, Delteil et Redor (2003) notent *a contrario* un certain scepticisme sur le caractère concret des solutions proposées par la campagne de sensibilisation sur les capacités de travail. Mais ils notent également que la seule désincitation aux cessations d'activité n'est pas suffisante, comme le prouve le rapide contournement, au début des années 1990, des premières restrictions aux pensions d'invalidité.

Il ne semble pas possible de trancher, ni même de quantifier approximativement la part de ces deux éléments de réforme. Peut-être est-il plus intéressant de noter – les deux synthèses citées se rejoignent sur ce point – que la perspective nouvelle ouverte par l'“investissement social” en faveur des travailleurs âgés, que cet investissement ait ou non porté ses fruits sur une si courte échéance, a fourni le consensus social et la légitimité nécessaire à la modification effective des incitations.

## Les Pays-Bas

Les Pays-Bas présentent également au début des années 1990 les symptômes d'une situation bloquée sur les sorties précoces d'activité. Ces dernières utilisent trois types de canaux. Symbole du “syndrome hollandais” (“Dutch disease”), le régime d'invalidité concerne en 1990 14% de la population active, et pour moitié des personnes de plus de 50 ans. Cette inflation est favorisée par des critères d'accès très souples jusqu'en 1993, incluant une clause liée à la situation du marché du travail. En deuxième lieu, le chômage des travailleurs âgés est également important,

en particulier pour les travailleurs de 60-64 ans. Cet état de fait est lié à deux règles institutionnelles : une directive légitime, depuis les années 1970, l'exclusion prioritaire des salariés âgés en cas de licenciement collectif; et à partir de 1982, les chômeurs de plus de 57 ans et demi sont dispensés de recherche d'emploi. Le troisième canal est celui des préretraites volontaires : il a été introduit par l'accord de Wassenaar<sup>68</sup> (1982), afin de favoriser la substitution de l'emploi en faveur des plus jeunes.<sup>69</sup> Ces préretraites volontaires (VUT), négociées dans les conventions collectives, sont accompagnées par des conditions fiscales favorables qui les rendent attractives pour employeurs et salariés.

La réforme a lieu dans un contexte de retour au plein-emploi et de pénuries localisées de main-d'oeuvre, mais aussi de prise de conscience du surcoût induit sur le travail.

“Pour les deux parties [employeurs et salariés], ce qui rentre en ligne de compte, c'est le problème du coût des préretraites sur le salaire indirect. Les partenaires sociaux voient dans l'augmentation des contributions sociales une menace à ce qui fait, depuis 1982, le coeur de la stratégie économique du pays, à savoir la modération salariale comme facteur clé de la compétitivité externe” (un responsable de la confédération syndicale FNV, cité par Delteil et Redor, 2003, p. 159).

A la différence de la Finlande, aucun véritable programme n'est mis en place, mais plutôt un ensemble de mesures, immergé dans un ensemble plus vaste qui vise aussi à relever l'emploi des femmes, des immigrés et des invalides partiels. Ces initiatives, émanant pour partie du gouvernement et pour partie des partenaires sociaux, sont le fruit d'une maturation progressive à partir notamment d'une enquête parlementaire sur les dérives du système d'invalidité (en 1991); elles culminent sous le second gouvernement Kok (1998-2002).

On peut distinguer quatre principaux volets. L'introduction de la prépension par capitalisation se substitue à partir de 1995<sup>70</sup> à la préretraite VUT. Cette prépension

---

<sup>68</sup>Cet accord des partenaires sociaux inaugure une phase nouvelle aux Pays-Bas en instituant le principe d'une modération salariale – gage de compétitivité – qui a pour contrepartie la réduction et l'aménagement du temps de travail.

<sup>69</sup>Il est intéressant de rapprocher cet accord du développement des préretraites en France en 1982-1983, qui affichent aussi l'objectif de redistribuer l'emploi au profit des plus jeunes.

<sup>70</sup>Les incitations fiscales sont mises en place en 1999; mais nombre de conventions collectives

est sensiblement moins attractive pour le salarié, le taux de remplacement à 60 ans avec 35 ans d'ancienneté passant de 80% environ à 70%. Les conventions collectives ajustent généralement l'âge de départ en préretraite de 60 à 62 ans. Simultanément, le principe de neutralité actuarielle corrélatif de la capitalisation accroît les incitations au maintien en emploi après 65 ans.

Simultanément, les départs en invalidité et en chômage sont restreints par la responsabilisation financière des entreprises. Pour le régime d'invalidité, la clause relative au marché du travail est abolie en 1993, restreignant l'invalidité au motif médical. Plus radicalement, en 1998, le financement de l'invalidité passe à la charge de l'employeur, proportionnellement à l'historique des départs en invalidité du secteur et de l'entreprise, auprès de compagnies d'assurance privées.<sup>71</sup> Le durcissement concerne aussi le salarié pour lequel l'indemnisation est soumise à l'obligation de réhabilitation active. Pour lutter contre le chômage est introduite une pénalité financière pour le licenciement de travailleurs âgés de plus de 57 ans et demi, analogue à la contribution Delalande. Par ailleurs, une loi de 1994 impose que, lors d'un licenciement collectif, les salariés licenciés soient représentatifs de la structure d'âge de l'entreprise. Une loi de 2001, transposant les directives européennes, interdit enfin la discrimination selon l'âge dans les embauches, les licenciements et la gestion de la main-d'oeuvre.

Les Pays-Bas participent également au mouvement d'activation des politiques publiques. Les subventions à l'embauche ciblées sur les plus de 50 ans (au lieu de 57 ans et demi auparavant) sont accrues en 2001 pour les chômeurs de longue durée. Un crédit d'impôt est institué pour tous les salariés de plus de 57 ans (parmi d'autres catégories ciblées), avec une prime additionnelle modulée selon l'âge. Enfin, le principe de dispense de recherche d'emploi après 57 ans et demi est partiellement remis en cause ; le chômeur est ainsi obligé de s'inscrire au chômage et d'accepter un emploi adapté. Par ailleurs, la formation professionnelle en seconde partie de carrière est favorisée à partir de 1998 par des aides fiscales plus généreuses pour la formation (en externe) des travailleurs de plus de 40 ans (voir en particulier Leuven, 2001).

---

ont anticipé le changement auparavant.

<sup>71</sup>On peut noter l'analogie avec le système de bonus-malus (*experience rating*) aux Etats-Unis pour le financement de l'assurance chômage.

Cette vaste refonte des incitations relève de l'initiative gouvernementale. Les partenaires sociaux, dans la continuité de l'histoire de la négociation collective au Pays-Bas, pionnière pour le développement du temps partiel, se focalisent sur la réduction du temps de travail en fin de carrière. Apparaissent ainsi dans les conventions collectives des clauses spécifiques au temps de travail des plus âgés : congés supplémentaires à partir de 50 ans ; clauses de réduction supplémentaires du temps de travail, souvent sans réduction du revenu (par exemple, dans la sidérurgie, demi-journée hebdomadaire de repos pour les salariés de plus de 61 ans sans baisse de salaire) ; protection des plus âgés contre les horaires atypiques. En revanche, l'adaptation des conditions de travail ne semble faire l'objet que d'une attention marginale.

Se pose, comme pour la Finlande, la question de la part de ces différentes mesures dans la remontée du taux d'emploi des plus de 55 ans aux Pays-Bas. Il semble cette fois peu probable que les quelques mesures de prévention mises en place soient suffisantes pour expliquer les résultats. D'un autre côté, comme le souligne Guillemard (2003), il ne s'agit pas d'une fermeture brutale des dispositifs de cessation anticipée d'activité ; plutôt d'un changement de leurs principes, pour favoriser une logique d'individualisation et de responsabilisation. Delteil et Redor (2003) font également un bilan nuancé, soulignant l'impact à court terme des incitations et l'importance du contexte de concertation sociale :

“Aux dires des partenaires sociaux comme du gouvernement, c'est surtout à la révision du régime de préretraite qu'il faut imputer les résultats encourageants. Mais, si comme ces mêmes acteurs le reconnaissent les comportements de cessation d'activité changent actuellement, ce n'est pas seulement sous l'effet des désincitations financières au départ précoce, c'est aussi parce que différents pans des réformes cherchent à rendre plus attractive la prolongation de la vie professionnelle. Plus généralement, il faut aussi associer le succès relatif de la réforme néerlandaise au rôle actif de la concertation sociale dans la formulation, la mise en oeuvre et la légitimation de réformes globales et sur certains points profondes. Si certains ont pu voir le fort volontarisme du gouvernement comme le signe d'une remise en question du “modèle polder”, le soutien aux réformes laisse à l'inverse penser que les organismes de concertation sociale

ont leur part de responsabilité dans la réussite.” (Delteil et Redor, 2003, p. 184)

## **Annexe E : les pratiques des entreprises : présentation de l'enquête ESSA et des monographies d'entreprises**

L'examen au niveau microéconomique des pratiques des entreprises dans ce chapitre mobilise en particulier deux sources : l'enquête sur l'Emploi des salariés selon l'âge (ESSA) et quatre monographies réalisées en 2003-2004 par Alexandre-Bailly et al. (2004).

L'enquête sur l'Emploi des salariés selon l'âge (ESSA) interroge les établissements de plus de 10 salariés du secteur privé sur leur gestion de la main-d'oeuvre selon l'âge. Le secteur agricole est exclu ; 3000 établissements ont été interrogés en janvier et février 2001, avec un taux de réponse de 61%. Les questions portent essentiellement sur l'année 2000. L'enquête comporte un volet spécifique sur les plus de 50 ans. Elle a l'avantage de combiner un questionnaire quantitatif sur l'effectif et ses mouvements avec un questionnaire qualitatif passant en revue différentes dimensions de la gestion des salariés âgés : recrutements, départs, aménagements des conditions de travail (regroupant formation, promotions, aménagements des postes) et planification (en particulier, la gestion de la pyramide des âges). En contrepartie, elle ne comporte qu'une observation dans le temps, et ses variables quantitatives sont limitées.

Les monographies réalisées par Alexandre-Bailly et al., 2004 portent sur de grandes entreprises de secteurs de l'industrie et des services : une entreprise de transformation de biens intermédiaires (TRANSFORMATION), une entreprise de vente de matériaux de construction (VENTE-MAT), une entreprise du secteur sidérurgique (METAL) et une entreprise du secteur bancaire (BANQUE). La recherche aborde, à partir de documents et de données chiffrées (bilans sociaux, documents internes) ainsi que d'entretiens avec des responsables de l'entreprise, des responsables syndicaux et un échantillon de salariés, les questions de la gestion des âges et des rapports intergénérationnels.



## Deuxième partie

Réduire les incitations aux départs  
anticipés : les effets de la  
contribution Delalande



Au sein des flux et reflux des dispositifs de cessation anticipée d'activité, la contribution Delalande constitue, dès 1987, une rupture tranchée, qui vise à enrayer la montée du chômage des travailleurs de plus de 50 ans. A ce titre, elle permet de tester le rôle des incitations sur les départs anticipés d'activité, et ce de façon plus claire, semble-t-il, que les évolutions moins lisibles des dispositifs de préretraite. Quelles sont les incitations mises en place par la contribution Delalande ? Quels en sont les effets prédits, à l'équilibre, en tenant compte des spécificités des travailleurs âgés, et de l'interaction avec d'autres dispositifs comme les préretraites ? Quels effets peut-on mettre en évidence empiriquement ? Ce sont là les enjeux de cette partie.

Les enjeux pour la politique publique sont clairs, et le débat public autour de la contribution Delalande est particulièrement vif. Depuis 1987, les polémiques ont été nombreuses, ce qui n'a pas empêché le montant de la contribution d'être relevé deux fois – par des gouvernements de gauche alors qu'elle a été instaurée sous un gouvernement de droite. Tout récemment, le débat parlementaire sur la réforme des retraites à l'Assemblée nationale a vu s'opposer le gouvernement, prônant la réduction du champ de la contribution (exonération pour les salariés embauchés après 45 ans), et l'opposition, proposant une forte augmentation du barème comme mesure “plus coercitive”<sup>1</sup> si la négociation collective échouait à développer l'emploi des travailleurs âgés.

Le rapport à la Chambre de commerce et d'industrie de Paris *Pour la suppression de la contribution Delalande* (Gassman, 2001) ainsi que le rapport de Louis Souvet à la Commission des Affaires sociales du Sénat en janvier 1999 (Sénat, 1999) permettent de dresser l'inventaire des critiques faites à la contribution Delalande.

C'est d'abord le caractère coercitif du dispositif qui est dénoncé, et l'absence de politique incitative pour l'emploi des salariés âgés :

“Une action efficace contre le chômage des plus de 50 ans suppose une réflexion préalable sur les raisons qui conduisent les entreprises à licencier ces personnes : coût trop élevé de la main-d'oeuvre, adaptation insuffisante à l'emploi et aux technologies nouvelles... Elle nécessite une réforme d'ampleur reposant à la fois sur des exonérations de charges

---

<sup>1</sup>Intervention d'Eric Besson, secrétaire national du PS à l'économie et à l'emploi (*La Tribune*, 19 juin 2003).

sociales et une formation professionnelle à même d’offrir aux salariés, quel que soit leur âge, les moyens de s’adapter aux mutations de leur environnement professionnel.” (Sénat, 1999)

Ensuite, l’efficacité propre de la contribution Delalande pour enrayer la montée du chômage des plus de 50 ans est contestée. La contribution aurait pénalisé financièrement les entreprises, les dissuadant de recruter des travailleurs de plus de 45 ans, sans qu’on sache si cela a réduit les licenciements :

“craignant une forte pénalisation, les entreprises se sont abstenues en majorité de recruter des chômeurs – notamment ceux âgés de 45 à 50 ans – et, compte tenu du consensus en faveur des dispositifs de préretraites – n’ont plus investi dans la formation des salariés en fin de carrière ; ce qui a participé à la dégradation de l’employabilité des plus âgés.” (Gassman, 2001)

“Afin de protéger les salariés de plus de 50 ans, [le gouvernement] choisit en définitive de fragiliser les salariés âgés de 45 à 50 ans.” (Sénat, 1999)

De façon intéressante, la critique porte finalement sur l’affectation des ressources. Le rapport du Sénat dénonce en effet l’affectation au budget de l’Etat des ressources supplémentaires escomptées du relèvement du barème en 1999, contrairement à l’objectif initial de rééquilibrage des comptes de l’Unédic. Celui de la Chambre de commerce et d’industrie de Paris note, en 2001, que les finances alors excédentaires de l’Unédic n’ont plus besoin de cette contribution.

“(…) Et ce d’autant plus que les prélèvements ainsi versés au régime de l’assurance chômage n’ont jamais fait l’objet d’affectation spécifique pour aider au reclassement des chômeurs âgés” (Gassman, 2001)

Ce débat politique indécis montre deux choses. D’une part, les effets théoriques sur l’emploi d’une taxe comme la contribution Delalande sont contradictoires, si bien que partisans et adversaires s’affrontent en vain en privilégiant qui les effets favorables, qui les effets défavorables. D’autres part, on manque d’évaluations empiriques pour trancher.

Les deux chapitres qui suivent visent à progresser dans ces deux directions. Au chapitre 2, l'analyse théorique du dispositif est menée dans un cadre d'équilibre du marché du travail. L'objectif est de clarifier les effets contradictoires du dispositif sur l'emploi, et de proposer une première quantification de l'effet net par une méthode de calibration et de simulation.

Le chapitre 3 tire parti des variations successives du dispositif, qui constituent des "quasi-expériences", afin d'évaluer empiriquement les effets de la contribution sur les transitions entre emploi et chômage.



# Chapitre 2

## Evaluation de la contribution Delalande dans un modèle d'appariement

### 1 Introduction

L'évaluation de la contribution Delalande renvoie à la littérature théorique et empirique sur la protection de l'emploi – une littérature dont les résultats sont ambigus.

La protection de l'emploi réduit les flux sur le marché du travail en diminuant les transitions entre chômage et emploi (dans les deux sens) ; mais l'impact sur le niveau moyen d'emploi est ambigu, et, selon les résultats empiriques, vraisemblablement faible. Des effets plus tranchés ne sont mis en évidence que pour des groupes particuliers – par exemple, les non qualifiés (Mortensen et Pissarides, 1999), ou à travers l'interaction avec d'autres dispositifs – comme le salaire minimum (Cahuc et Zylberberg, 1999). L'utilisation ou non du produit des taxes de licenciement dans le financement de l'assurance chômage est également décisive (Cahuc et Malherbet, 2004).<sup>1</sup> L'élucidation de l'impact de la contribution Delalande sur l'emploi n'échappe pas à la règle : elle passe par l'étude théorique, puis la quantification, d'effets contra-

---

<sup>1</sup>Elle permet en effet de réduire le coût du travail pour les entreprises qui licencient peu, et à faire internaliser partiellement ou complètement par les entreprises qui licencient le coût de l'assurance chômage.

dictoires.

L'objectif de ce chapitre est de clarifier ces effets contradictoires dans un modèle inspiré de Mortensen et Pissarides (1994). On y introduit deux classes d'âge, la plus jeune non protégée, la plus âgée protégée par la taxe. Ce cadre d'analyse permet de modéliser les flux entre chômage et emploi, et de bien mettre ainsi en évidence les différents effets de la protection de l'emploi. Le résultat principal est que les travailleurs âgés en France présentent des caractéristiques qui maximisent les avantages de la protection de l'emploi et en minimisent les inconvénients en termes de réduction du chômage. D'une part, les travailleurs âgés sont majoritairement en emploi, c'est-à-dire en position d'*insiders* qui bénéficient directement de l'effet de rétention lié à la taxe. D'autre part, avant même l'instauration de la contribution, les travailleurs âgés se caractérisent par de faibles taux de transition entre emploi et chômage : le risque d'avoir à supporter des coûts de licenciement élevés dans le futur, qui a un impact négatif sur l'emploi, est donc faiblement pondéré. La robustesse de ce résultat aux paramètres du modèle est systématiquement testée. Un élément est décisif : la distribution des chocs de productivité, qui conditionne la sensibilité des décisions de licenciement des entreprises au coût financier de ces ajustements. Enfin, une condition pour que la baisse du chômage se traduise en hausse de l'emploi est le durcissement des conditions d'accès aux préretraites, sans lequel on doit craindre un jeu de vases communicants entre chômage et préretraites.

Un second résultat est que l'affectation du produit de la taxe au financement de l'assurance chômage a un impact secondaire : elle réduit légèrement le coût du travail et fait faiblement baisser le chômage ; cet effet serait plus important si l'abaissement des charges était concentré sur les travailleurs âgés.

Au total, les résultats font étroitement écho à des propositions récentes de réforme de la protection de l'emploi (Blanchard et Tirole, 2003 ; Cahuc, 2003). Ils rappellent que le degré d'*experience rating* doit être suffisamment élevé pour que l'effet d'un tel dispositif via la baisse du coût du travail soit perceptible. Ils montrent aussi tout l'intérêt de mesures de protection de l'emploi ciblées sur des publics spécifiques.

La section qui suit présente la contribution Delalande. Un modèle d'appariement avec destruction et création endogènes d'emplois est développé en section 3, puis calibré afin de simuler les effets de l'instauration de la contribution en 1987 (section

4). La section 5 interprète les résultats pour comprendre le contraste avec la littérature existante. La section 6 considère deux extensions : l'affectation du produit de la contribution au financement de l'assurance chômage et la prise en compte des préretraites. La section 7 conclut.

## 2 La contribution Delalande

### 2.1 Evolution du barème et du champ de la contribution

Le tableau 1 donne le barème de la contribution en fonction de l'âge du salarié licencié. Comme on l'a vu au chapitre 1, entre 1987 et 1992, la contribution Delalande consiste dans le versement de 3 mois de salaire brut pour tout licenciement économique d'un salarié âgé de plus de 55 ans. La contribution n'est pas due en cas de départ en préretraite.

		50	51	52	53	54	55	56-57	58	59
Juill <sup>1</sup> 1987-Juin 1992	toutes tailles						3	3	3	3
Juill <sup>1</sup> 1992-déc 1992	+ de 20 salariés	1	1	2	2	4	5	6	6	6
	- de 20 salariés	0,5	0,5	1	1	2	2,5	3	3	3
janv 1993-déc 1998	toutes tailles	1	1	2	2	4	5	6	6	6
depuis janvier 1999	+ de 50 salariés	2	3	5	6	8	10	12	10	8
	- de 50 salariés	1	1	2	2	4	5	6	6	6

TAB. 1 : Barème de la contribution Delalande (en mois de salaire brut)

Depuis juillet 1992, le barème de la contribution est fixé par décret. Il connaît deux modifications, en juillet 1992 et décembre 1998. La contribution est alors due à partir de 50 ans et son barème est modulé selon l'âge. Il dépend également de la taille de l'entreprise : il est divisé de moitié pour une entreprise de moins de 20 salariés en 1992 (de façon temporaire, jusqu'en janvier 1993), puis de moins de 50 salariés à partir de 1999.

Les principales modifications du champ d'application, outre la baisse de l'âge plancher à 50 ans à partir de 1992 sont :

- l'extension en 1989 à toute rupture de contrat ouvrant droit à une indemnisation chômage, à l'exception des licenciements pour faute grave et pour cas de

- force majeure, et des licenciements de salariés de moins de 2 ans d'ancienneté ;
- la suppression, en 1991, de l'exonération pour les salariés de moins de 2 ans d'ancienneté ;
  - l'exonération, en 1992, pour les personnes qui avaient été embauchées à plus de 50 ans après plus de 3 mois au chômage ;
  - l'exonération, en 1992, pour une première rupture de contrat depuis douze mois dans une entreprise de moins de 20 salariés ;
  - l'exonération, en 1993, pour cas d'inaptitude ou pour démission résultant du départ en retraite du conjoint ;
  - la suppression, en 1999, de l'exonération en cas de signature d'une convention de reconversion ou de refus par le salarié d'une préretraite ASFNE<sup>2</sup> ;
  - l'exonération, en 2003, pour toute personne embauchée à plus de 45 ans, qu'elle soit au chômage ou non.

Dès 1992, l'exonération pour les chômeurs embauchés à plus de 50 ans nuance la critique qui voit dans la contribution Delalande un frein à l'embauche des salariés âgés : s'il peut y avoir un frein au retour à l'emploi de chômeurs approchant la cinquantaine, pour les salariés de plus de 50 ans, il s'agit surtout d'un frein potentiel à la mobilité d'emploi à emploi.

L'extension de l'exonération pour tout salarié embauché après 45 ans figurait parmi les 'sept mesures pour l'emploi' annoncées par François Fillon le 18 mars 2003. Elle fait partie de la loi d'août 2003 sur la réforme des retraites, motivée par la volonté du gouvernement que la contribution Delalande ne soit pas "un frein potentiel aux embauches de salariés de plus de 45 ans et à la mobilité des salariés en deuxième partie de carrière".<sup>3</sup>

## 2.2 Comparaison aux coûts légaux de licenciement

La figure 2.1 présente l'importance relative des coûts Delalande et des coûts de licenciement légaux usuels. Ces derniers sont fonction de l'ancienneté dans l'entreprise.<sup>4</sup> La distribution des anciennetés et des tailles d'entreprise à chaque âge et pour

<sup>2</sup>Allocation spéciale du Fonds national de l'emploi. Voir chapitre 1.

<sup>3</sup>AFP, 24 juin 2003.

<sup>4</sup>Jusqu'en mai 2002, l'indemnité légale était de 1/10<sup>e</sup> de mois de salaire par année d'ancienneté, auquel se rajoute 1/15<sup>e</sup> de mois au-delà de 10 ans d'ancienneté.

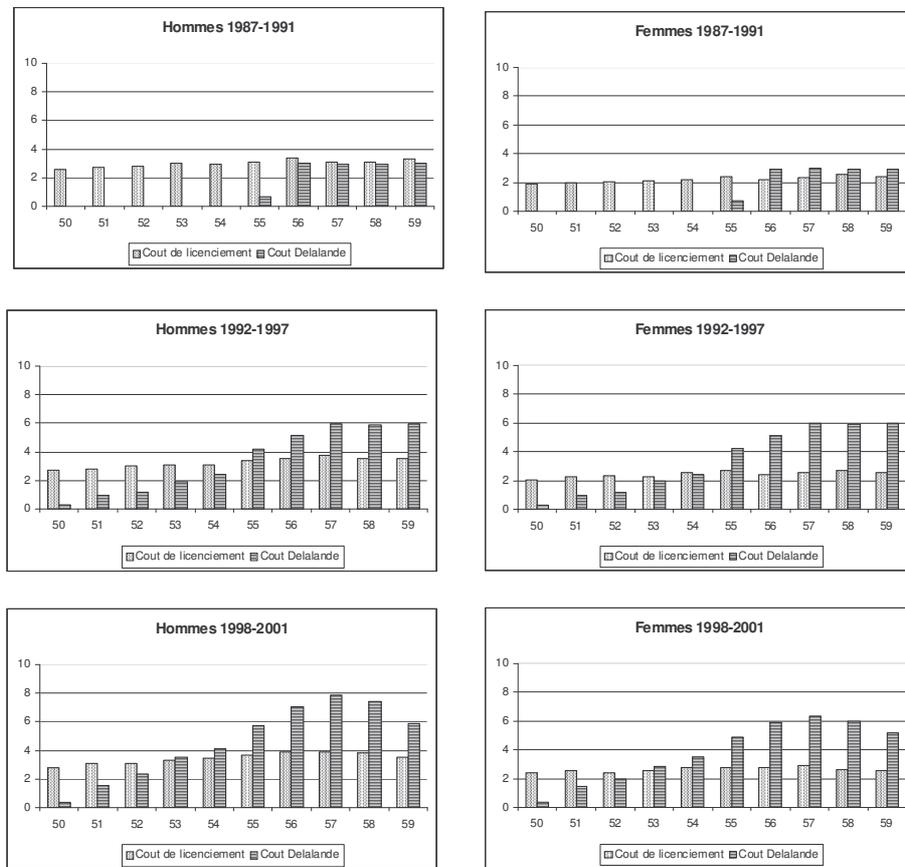


FIG. 2.1 – Importance relative des coûts de licenciement et de la contribution Delalande (en mois de salaire brut)

chaque sexe conditionne donc la valeur reportée sur les graphiques.<sup>5</sup> Ces coûts de licenciement sont inférieurs à ceux effectivement pratiqués par les entreprises et mis en évidence dans Abowd et Kramarz (2003).<sup>6</sup> Dès le dispositif de 1992, les coûts Delalande dépassent largement pour certains âges le montant des coûts de licenciement légaux.

<sup>5</sup>On a calculé des coûts de licenciement moyens en tenant compte des distributions des anciennetés et des tailles d'entreprise, observées pour chaque catégorie à partir des Enquêtes Emploi.

<sup>6</sup>Ces auteurs estiment que les coûts de licenciement (fondés notamment sur les indemnités conventionnelles) représentent 5 à 7 mois de salaire moyen des individus de leur échantillon.

### 3 Le modèle

Comment rendre compte des effets contradictoires de la contribution Delalande ? Le modèle présenté dans cette section étend le modèle de Mortensen et Pissarides (1994) à création et destruction endogènes d'emplois en distinguant deux classes d'âge. On introduit également une taxe sur les licenciements, forfaitaire, qui ne porte que sur les salariés âgés et constitue ainsi la représentation la plus simple de la contribution Delalande. Cette représentation rend compte néanmoins des principaux traits du dispositif dans sa première mouture, entre 1987 et 1992.<sup>7</sup>

#### 3.1 Hypothèses préliminaires : le marché du travail

Suivant Mortensen et Pissarides (1994), on considère une économie qui produit un bien unique avec pour seul intrant le travail. Le nombre d'entreprises est déterminé de façon endogène. Chaque entreprise comporte un emploi, qui peut être vacant ou occupé. La population active est supposée fixe. On distingue les travailleurs d'âge médian des travailleurs âgés (indiqués par  $a$ , avec  $a = 1$  ou  $2$ ).<sup>8</sup> Chaque classe d'âge est composée de personnes employées (qui ne cherchent pas d'autre emploi) et de chômeurs (en recherche d'emploi). Le temps est continu. On modélise le passage d'une classe d'âge à une autre par un processus de Poisson de paramètre  $\eta_a$  :  $\eta_a$  est la probabilité instantanée de passer à la classe d'âge supérieure à  $a$  ;  $\frac{1}{\eta_a}$  correspond donc à la durée de la classe d'âge. La structure du modèle est représentée par la figure 2.2.

Le produit d'un emploi vaut  $p_a + \sigma_a \varepsilon$  : il dépend de l'âge du travailleur par les termes  $p_a$  et  $\sigma_a$ , et d'un facteur stochastique, spécifique à l'emploi, noté  $\varepsilon$ .  $\varepsilon$  est distribué selon une fonction de répartition notée  $G$ .  $G$  est commune aux deux classes d'âge ; les paramètres  $p_1, p_2, \sigma_1$  et  $\sigma_2$  permettent de rendre compte des différences de moyenne et de dispersion des productivités entre classes d'âge. Un premier tirage de  $\varepsilon$  selon  $G$  a lieu en début d'emploi.<sup>9</sup> Les emplois existants sont ensuite affectés par des

<sup>7</sup>L'affectation du produit de la contribution au financement de l'assurance chômage, présente dès 1987, est introduite section 5.

<sup>8</sup>Les notations du modèle sont rassemblées dans un tableau en annexe.

<sup>9</sup>On se situe donc dans la classe des modèles d'appariement stochastique (*stochastic job matching*) – cf. Pissarides (2000), ch. 6.

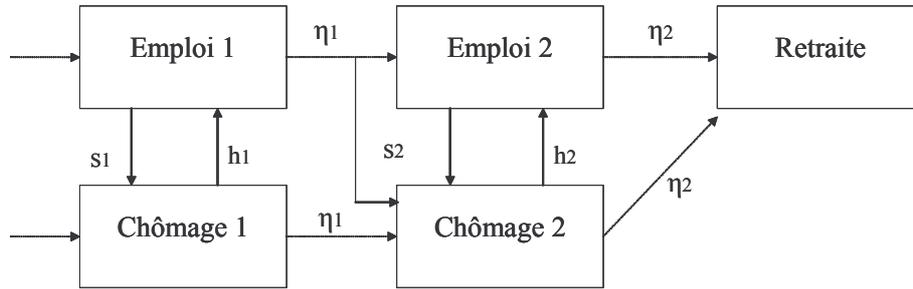


FIG. 2.2 – Structure du marché du travail

chocs idiosyncrasiques persistants, qui surviennent avec une probabilité instantanée  $\lambda$  : à chaque fois, un nouveau tirage de  $\varepsilon$  est effectué.<sup>10</sup>

La création des emplois résulte d'un processus d'appariement imparfait entre les emplois vacants créés par les firmes et les chômeurs. Pour rendre compte des fortes différences de taux de retour à l'emploi constatées empiriquement, on modélise séparément ce processus pour chaque classe d'âge, ce qui revient à faire l'hypothèse d'un marché du travail segmenté selon l'âge. Mortensen et Pissarides (1999) adoptent une hypothèse similaire face à l'hétérogénéité des qualifications des travailleurs : ils modélisent un marché du travail segmenté, avec une fonction d'appariement distincte sur chaque segment.<sup>11</sup> Une autre stratégie de modélisation consisterait à introduire une seule fonction d'appariement ; travailleurs âgés et travailleurs d'âge médian auraient alors le même taux de contact, ce qui n'empêcherait pas le taux de retour à l'emploi de varier en fonction de la décision endogène des parties de s'apparier ou non une fois le contact établi. Une telle modélisation ferait apparaître un effet supplémentaire de la protection de l'emploi des travailleurs âgés sur les travailleurs d'âge médian, via l'externalité d'appariement (travailleurs âgés et d'âge médian sont alors en concurrence pour les mêmes emplois). On ne retient pas ici cet effet dans la mesure où, l'âge étant une caractéristique relativement facile à observer, il semble réaliste de supposer que les entreprises peuvent chercher à recruter sur la tranche d'âge de leur choix.

En notant  $U_a$  le nombre de chômeurs d'âge  $a$  et  $V_a$  le nombre d'emplois vacants,

<sup>10</sup>Ces chocs idiosyncrasiques peuvent venir de diverses sources : chocs de demande, chocs technologiques, chocs sur le coût des autres intrants,...

<sup>11</sup>Voir Mortensen et Pissarides (1999), p. 248.

le nombre de *contacts* à chaque période vaut  $M(U_a, V_a)$ . En définissant  $\theta_a = \frac{V_a}{U_a}$  la tension du marché du travail, le taux de contact pour une firme vaut  $m(\theta_a)$ ; il vaut  $\theta_a m(\theta_a)$  pour un chômeur.<sup>12</sup>

### 3.2 Fonctions valeur

Les décisions de création d'emploi suite à un contact et de destruction suite à un choc sont prises par le travailleur et la firme en comparant les valeurs des différentes options. On introduit les notations suivantes :  $W_a(\varepsilon)$  (respectivement  $J_a(\varepsilon)$ ) est la valeur pour le travailleur (respectivement pour la firme) d'un emploi de qualité  $\varepsilon$  lorsque le travailleur est d'âge  $a$ .  $U_a$  est la valeur d'être au chômage à l'âge  $a$ .  $J^v$  est la valeur d'un emploi vacant (à l'équilibre de libre entrée,  $J^v$  ne dépend pas de l'âge du travailleur recherché).  $V_f$  est la valeur d'être à la retraite (on supposera  $V_f = 0$ ).

On suppose que les emplois nouvellement créés ne sont pas instantanément soumis à la protection de l'emploi. En deuxième période, cela conduit donc à distinguer les emplois récents, qui ne sont pas soumis encore à la taxe sur les licenciements, et les emplois anciens : on note la valeur des premiers pour le salarié  $W_2^0(\varepsilon)$  ( $J_2^0(\varepsilon)$  pour la firme), et celle des seconds  $W_2(\varepsilon)$  ( $J_2(\varepsilon)$  pour la firme).

Maintenir un emploi vacant a un coût instantané  $c$  (le coût de postage) et aboutit à un contact avec une probabilité instantanée  $m(\theta_a)$ . En fonction de la qualité  $\varepsilon$  de l'appariement, la firme choisit alors d'accepter de débiter l'emploi ou de chercher un autre travailleur, en comparant  $J_a(\varepsilon)$  et  $J^v$ . Pour chacune des tranches d'âge ( $a = 1$  ou  $a = 2$ ), on obtient l'équation de valeur suivante, où  $r$  correspond au taux d'escompte de la firme :

$$rJ^v = -c + m(\theta_a) \int (\max(J_a(x), J^v) - J^v) dG(x)$$

Pendant la recherche d'un emploi, le travailleur perçoit des allocations chômage d'un montant  $z_a$ . Il entre en contact avec une firme à un taux  $\theta_a m(\theta_a)$  et choisit ou non de débiter l'emploi selon les valeurs relatives de  $V_a(\varepsilon)$  et  $U_a$ . Avec une probabilité instantanée  $\eta_a$ , le travailleur change de catégorie d'âge. En supposant

<sup>12</sup> $M$  est croissante et concave dans ses deux arguments, et exhibe des rendements d'échelle constants. On pose  $m(\theta_a) = \frac{M(U_a, V_a)}{V_a} = M(\frac{1}{\theta_a}, 1)$ . Les propriétés de  $M$  impliquent que  $m(\theta_a)$  décroît avec  $\theta_a$ , tandis que  $\theta_a m(\theta_a)$  croît avec  $\theta_a$ .

que le travailleur est neutre au risque et escompte le futur au même taux que la firme, il vient :

$$\begin{aligned} rU_1 &= z_1 + \theta_1 m(\theta_1) \int (\max(V_1(x), U_1) - U_1) dG(x) + \eta_1 (U_2 - U_1) \\ rU_2 &= z_2 + \theta_2 m(\theta_2) \int (\max(V_2(x), U_2) - U_2) dG(x) + \eta_2 (V_f - U_2) \end{aligned}$$

La valeur d'un emploi pour la firme dépend du produit  $p_a + \sigma_a \varepsilon$ , net du salaire versé  $w_a(\varepsilon)$  et d'une taxe forfaitaire  $\tau$ <sup>13</sup>, et prend en compte l'occurrence potentielle de deux types de chocs : avec la probabilité  $\lambda$ , un choc idiosyncrasique modifie la productivité de l'emploi ; avec une probabilité  $\eta_a$ , le travailleur change de catégorie d'âge. Face à un choc de productivité, l'entreprise a le choix entre poursuivre l'emploi à sa nouvelle valeur ou chercher un nouvel employé en s'acquittant, en période 2, de la taxe sur les licenciements de travailleurs âgés. De même, à l'entrée du travailleur parmi les travailleurs âgés, la firme choisit de maintenir l'emploi (pour une nouvelle valeur  $J_2(\varepsilon)$ ) ou de rompre en payant la taxe  $f_2$  afin de chercher un nouvel employé. En revanche, l'emploi est forcément rompu lorsque le travailleur atteint l'âge de la retraite. On en déduit :

$$\begin{aligned} rJ_1(\varepsilon) &= p_1 + \sigma_1 \varepsilon - w_1(\varepsilon) - \tau + \lambda \int (\max(J_1(x), J^v) - J_1(\varepsilon)) dG(x) \\ &\quad + \eta_1 (\max(J_2(\varepsilon), J^v - f_2) - J_1(\varepsilon)) \\ rJ_2^0(\varepsilon) &= p_2 + \sigma_2 \varepsilon - w_2^0(\varepsilon) - \tau + \lambda \int (\max(J_2(x), J^v - f_2) - J_2^0(\varepsilon)) dG(x) \\ &\quad + \eta_2 (J^v - J_2^0(\varepsilon)) \\ rJ_2(\varepsilon) &= p_2 + \sigma_2 \varepsilon - w_2(\varepsilon) - \tau + \lambda \int (\max(J_2(x), J^v - f_2) - J_2(\varepsilon)) dG(x) \\ &\quad + \eta_2 (J^v - J_2(\varepsilon)) \end{aligned}$$

Pour le travailleur, de façon analogue, on a :

---

<sup>13</sup>La taxe forfaitaire  $\tau$  sert à financer l'assurance chômage. On suppose, sans perte de généralité, qu'elle est payée par l'employeur. A l'équilibre, le travailleur supporte une partie du coût au travers de la négociation salariale (voir les expressions de la sous-section 3.5).

$$\begin{aligned}
rW_1(\varepsilon) &= w_1(\varepsilon) + \lambda \int (\max(W_1(x), U_1) - W_1(\varepsilon)) dG(x) \\
&\quad + \eta_1(\max(W_2(\varepsilon), U_2) - W_1(\varepsilon)) \\
rW_2^0(\varepsilon) &= w_2^0(\varepsilon) + \lambda \int (\max(W_2(x), U_2) - W_2^0(\varepsilon)) dG(x) + \eta_2(V_f - W_2^0(\varepsilon)) \\
rW_2(\varepsilon) &= w_2(\varepsilon) + \lambda \int (\max(W_2(x), U_2) - W_2(\varepsilon)) dG(x) + \eta_2(V_f - W_2(\varepsilon))
\end{aligned}$$

### 3.3 Négociation salariale

Les salaires sont renégociés continûment selon un processus de Nash. En l'absence d'aversion au risque de part et d'autre, cela conduit à une règle de partage proportionnel du surplus.

Le surplus joint associé à un emploi, noté  $S$ , est égal à la somme de la valeur de l'emploi pour la firme et le travailleur, nette de la valeur de poursuivre (ou de reprendre) la recherche d'un appariement, et du coût éventuel de rupture, soit :

$$\begin{aligned}
S_1(\varepsilon) &= [W_1(\varepsilon) - U_1] + [J_1(\varepsilon) - J^v] \\
S_2^0(\varepsilon) &= [W_2^0(\varepsilon) - U_2] + [J_2^0(\varepsilon) - J^v] \\
S_2(\varepsilon) &= [W_2(\varepsilon) - U_2] + [J_2(\varepsilon) - J^v + f_2]
\end{aligned}$$

En notant  $\gamma \in [0; 1]$  le pouvoir relatif de négociation du travailleur, la règle de partage du surplus s'écrit alors :

$$\begin{aligned}
J_1(\varepsilon) - J^v &= (1 - \gamma)S_1(\varepsilon) \text{ et } W_1(\varepsilon) - U_1 = \gamma S_1(\varepsilon) \\
J_2^0(\varepsilon) - J^v &= (1 - \gamma)S_2^0(\varepsilon) \text{ et } W_2^0(\varepsilon) - U_2 = \gamma S_2^0(\varepsilon) \\
J_2(\varepsilon) - J^v + f_2 &= (1 - \gamma)S_2(\varepsilon) \text{ et } W_2(\varepsilon) - U_2 = \gamma S_2(\varepsilon)
\end{aligned}$$

### 3.4 Création et destruction des emplois

Un contact aboutit à la création d'un emploi lorsque les deux parties y ont intérêt, c'est-à-dire, en omettant les indices, lorsque  $J(\varepsilon) > J^v - f$ , et  $W(\varepsilon) > U$ . D'après la règle de négociation, ces deux conditions sont équivalentes à  $S(\varepsilon) > 0$ . De la même façon, suite à un choc de productivité ou à un changement d'âge, l'emploi est détruit si et seulement si  $S(\varepsilon) \leq 0$ .

A partir des équations de valeur, on montre que  $S_1(\varepsilon)$ ,  $S_2^0(\varepsilon)$  et  $S_2(\varepsilon)$  sont des fonctions strictement croissantes de  $\varepsilon$ . Elles admettent donc des racines uniques.  $\varepsilon_2^c$  tel que  $S_2^0(\varepsilon_2^c) = 0$  est le *seuil d'acceptation* des emplois.<sup>14</sup> Le *seuil de destruction*  $\varepsilon_2^d$  est défini par  $S_2(\varepsilon_2^d) = 0$ . En période 1, en l'absence de taxe sur les licenciements, ces deux seuils sont confondus : on note  $\varepsilon_1$  le seuil d'acceptation et de destruction, caractérisé par  $S_1(\varepsilon_1) = 0$ .

On montre en annexe que les caractérisations de ces seuils peuvent se réécrire en fonction de la tension du marché du travail :

$$p_1 + \sigma_1 \varepsilon_1 - \tau = z_1 + \frac{\gamma}{1-\gamma} c \theta_1 - \lambda \overline{S}_1(\varepsilon_1, \varepsilon_2^d) \quad (\text{D1})$$

$$- \eta_1 \max(S_2(\varepsilon_1), 0) + \eta_1 f_2$$

$$p_2 + \sigma_2 \varepsilon_2^d - \tau = z_2 + \frac{\gamma}{1-\gamma} c \theta_2 - \lambda \overline{S}_2(\varepsilon_2^d) - (r + \eta_2) f_2 \quad (\text{D2})$$

$$\sigma_2 \varepsilon_2^c = \sigma_2 \varepsilon_2^d + (r + \lambda + \eta_2) f_2 \quad (\text{A2})$$

où  $\overline{S}_1$  et  $\overline{S}_2$  sont les surplus moyens en périodes 1 et 2 (cf. annexe). L'expression de  $\overline{S}_1$  dépend de la hiérarchie entre  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2^d$ .

On montre que ces équations définissent des relations croissantes entre les seuils et la tension du marché du travail. L'intuition est la suivante : une plus forte tension du marché du travail augmente les chances de retour à l'emploi des chômeurs ; elle augmente donc  $U_a$  et, toutes choses égales par ailleurs, réduit donc le surplus joint à productivité donnée. Il faut donc une productivité plus importante pour que le surplus reste positif.

---

<sup>14</sup>Soit un contact pouvant conduire à un emploi de qualité  $\varepsilon$ . L'emploi n'étant pas instantanément protégé, le surplus joint potentiel vaut  $S_2^0(\varepsilon)$  ; l'emploi est accepté par les deux parties si et seulement si ce surplus est positif, c'est-à-dire si  $S_2^0(\varepsilon) \geq 0$ , ou encore :  $\varepsilon \geq \varepsilon_2^c$ .

Pour déterminer les valeurs d'équilibre de  $\varepsilon_1$ ,  $\varepsilon_2^d$ ,  $\varepsilon_2^c$ ,  $\theta_1$  et  $\theta_2$ , deux autres équations sont nécessaires. Elles sont données par la condition de libre entrée  $J^v = 0$ . On montre en annexe que cette condition se réécrit, pour les deux catégories d'âge considérées :

$$\frac{c}{m(\theta_1)} = (1 - \gamma)\overline{S_1}(\varepsilon_1, \varepsilon_2^d) \quad (\text{C1})$$

$$\frac{c}{m(\theta_2)} = (1 - \gamma)\overline{S_2^0}(\varepsilon_2^c) \quad (\text{C2})$$

La relation entre la tension acceptable pour les firmes et les seuils est cette fois décroissante. En effet, plus la tension est élevée plus le coût moyen de remplissage d'un emploi vacant est élevé. Cela doit être compensé par un surplus plus élevé, ce qui suppose des emplois moins fréquemment détruits, donc des seuils de destruction moins élevés.

En première période, on note que les équations de création et de destruction prennent des expressions différentes selon que  $\varepsilon_1 \leq \varepsilon_2^d$  ou  $\varepsilon_1 > \varepsilon_2^d$ . Or cette hiérarchie des seuils de licenciement n'est *a priori* pas évidente. Elle renvoie à la question de savoir si, en l'absence de choc idiosyncrasique, le vieillissement suffit pour faire passer des emplois suffisamment productifs en période 1 en dessous du seuil de productivité requis en période 2. Cela dépend de la hiérarchie des surplus  $S_1$  et  $S_2$  au voisinage de  $\varepsilon_1$ . Or cette hiérarchie est ambiguë dans la mesure où les différents paramètres du modèle l'influencent de façon potentiellement contradictoire. D'un côté, la contribution Delalande accroît  $S_2$  par rapport à  $S_1$ . De l'autre, un profil de productivité décroissant à partir d'un certain âge, ou une meilleure indemnisation des chômeurs âgés (avec par exemple la suspension de la dégressivité des allocations chômage) auraient pour effet de réduire  $S_2$  par rapport à  $S_1$ . Si, empiriquement, l'observation de taux de séparation plus élevés pour les travailleurs âgés implique  $\varepsilon_1 \leq \varepsilon_2^d$ , il se peut que ce ne soit plus vrai pour des valeurs élevées de la contribution Delalande, si bien qu'il faut résoudre le modèle pour trancher.

Les salaires négociés dépendent des productivités individuelles, de la tension sur le marché du travail, et le cas échéant, de la protection de l'emploi qui améliore la position de négociation des salariés. On obtient ainsi :

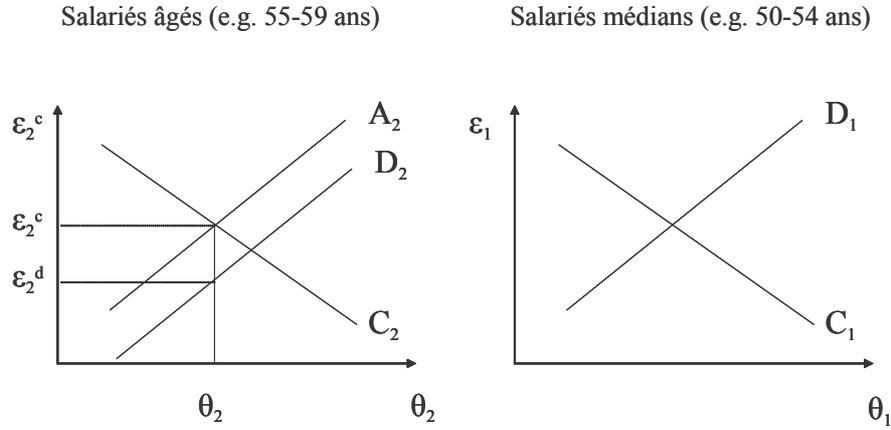


FIG. 2.3 – Equilibre du marché du travail

$$\begin{aligned}
 w_1(\varepsilon) &= (1 - \gamma)z_1 + \gamma(p_1 + \sigma_1\varepsilon - \tau + c\theta_1 - \eta_1 f_2) \\
 w_2^0(\varepsilon) &= (1 - \gamma)z_2 + \gamma(p_2 + \sigma_2\varepsilon - \tau + c\theta_2 - \lambda f_2) \\
 w_2(\varepsilon) &= (1 - \gamma)z_2 + \gamma(p_2 + \sigma_2\varepsilon - \tau + c\theta_2 + (r + \eta_2)f_2)
 \end{aligned}$$

### 3.5 Equilibre du marché du travail

A taux de taxation exogène, les équations (D1), (A2), (D2), (C1) et (C2) déterminent un unique équilibre  $(\varepsilon_1^*, (\varepsilon_2^d)^*, (\varepsilon_2^c)^*, \theta_1^*, \theta_2^*)$  en fonction duquel on peut aisément déduire les autres grandeurs endogènes du modèle.

L'équilibre se résout en effet de façon récursive. En deuxième période, (A2) et (C2) définissent deux relations respectivement croissante et décroissante entre  $\varepsilon_2^c$  et  $\theta_2$ , ce qui permet de caractériser un unique équilibre  $((\varepsilon_2^c)^*, \theta_2^*)$ . De (D2) on déduit alors  $(\varepsilon_2^d)^*$ . En première période, la preuve de l'existence et de l'unicité du couple  $(\varepsilon_1^*, \theta_1^*)$  est moins immédiate dans la mesure où la caractérisation de  $(\varepsilon_1^*, \theta_1^*)$  dépend de la hiérarchie entre  $\varepsilon_1^*$  et  $(\varepsilon_2^d)^*$ , qui n'est pas connue *ex ante*. On montre en annexe qu'il existe toujours une unique solution qui, selon les valeurs prises par les paramètres, peut être telle que  $\varepsilon_1^* < (\varepsilon_2^d)^*$  ou que  $\varepsilon_1^* \geq (\varepsilon_2^d)^*$ .

La caractérisation de l'équilibre est illustrée par la figure 2.3.

L'équilibre des flux à l'équilibre stationnaire permet de caractériser les taux de

chômage des travailleurs âgés et des travailleurs d'âge médian. En notant  $u_0$  le taux de chômage des travailleurs plus jeunes, on obtient :

$$u_1 = \frac{\eta_1 u_0 + \lambda G(\varepsilon_1)}{\theta_1 m(\theta_1)(1 - G(\varepsilon_1)) + \lambda G(\varepsilon_1) + \eta_1}$$

$$u_2 = \frac{\eta_2 u_1 + \lambda G(\varepsilon_2^d)}{\theta_2 m(\theta_2)(1 - G(\varepsilon_2^c)) + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2}$$

De façon standard, ces deux équations montrent comment le taux de chômage stationnaire diminue avec les taux de contact des chômeurs ( $\theta_1 m(\theta_1)$  et  $\theta_2 m(\theta_2)$ ) mais augmente avec le taux de destruction des emplois ( $\lambda G(\varepsilon_1)$  et  $\lambda G(\varepsilon_2^d)$ ) ainsi qu'avec la part des contacts n'aboutissant pas à un emploi ( $G(\varepsilon_1)$  et  $G(\varepsilon_2^c)$ ).

Elles montrent également que le taux de chômage d'une tranche d'âge donné dépend du taux de chômage de la tranche d'âge inférieure. Cette spécificité du modèle a des implications pour l'étude de la protection de l'emploi. Le fait que la contribution Delalande affecte le taux de chômage des travailleurs d'âge médian (effet indirect) a alors des répercussions sur le taux de chômage des travailleurs âgés.

## 4 Effets de la contribution Delalande

On s'intéresse maintenant aux effets sur l'emploi, aux différents âges, d'une hausse de la taxe sur les licenciements de travailleurs âgés, qui constitue le noyau du dispositif Delalande. On caractérise pour cela l'effet de rétention, ou *effet direct*, qui est l'effet visé par la taxe (des séparations sont évitées pour ne pas à avoir à payer la taxe), et des effets préventifs, ou *effets indirects*, qui peuvent porter *sur les séparations* (des séparations sont suscitées avant que le salarié n'atteigne l'âge protégé, de façon à éviter le paiement futur de la taxe) ou *sur les embauches* (les embauches sont limitées pour éviter d'avoir à payer ultérieurement le coût de séparation). Ces différents effets sont ensuite quantifiés en étalonnant le modèle sur la situation du marché du travail français en 1986-1987.

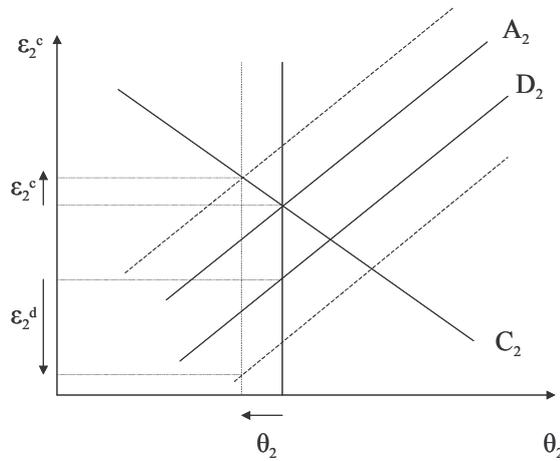


FIG. 2.4 – Effet de la taxe sur les travailleurs âgés (55-59 ans)

#### 4.1 Analyse qualitative

Pour les travailleurs âgés, une hausse de la taxe sur les licenciements a pour effet de réduire le surplus espéré à l'embauche et d'accroître le surplus des emplois existants. La condition d'acceptation (A2) devient donc plus stricte, tandis que la condition de destruction (D2) est relâchée. A  $\varepsilon_2^c$  donné, la condition de création est inchangée. La figure 2.4 illustre ces changements. On constate une baisse de la tension d'équilibre et une hausse du seuil d'acceptation : le taux de retour à l'emploi des chômeurs âgés baisse donc sans ambiguïté. De son côté,  $\varepsilon_2^d$  baisse également, impliquant une baisse des taux de séparation. La mobilité des travailleurs entre emploi et chômage est donc réduite dans les deux sens, mais l'effet net sur l'emploi est ambigu. On retrouve là un résultat standard de la littérature sur la protection de l'emploi.

Cette ambiguïté est renforcée par la hausse du chômage des travailleurs d'âge médian. Pour les travailleurs d'âge médian en effet, la hausse de la taxe sur les licenciements futurs réduit le surplus espéré puisqu'elle constitue un surcoût. Par conséquent, la productivité exigée pour maintenir un emploi augmente, déplaçant (D1). L'effet sur (C1) dépend de la hiérarchie entre  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2^d$ . On se situe d'abord dans le cas  $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2^d$  (figure 2.5, à gauche). Dans ce cas où les emplois d'âge médian sont robustes au vieillissement, la relation (C1) est inchangée. Sans ambiguïté, la tension baisse et le seuil de destruction augmente. L'effet sur l'emploi est sans ambi-

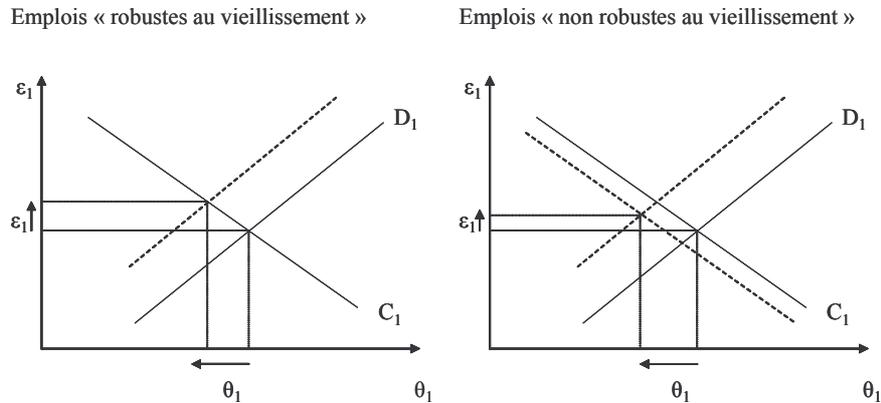


FIG. 2.5 – Effets de la taxe sur les travailleurs d'âge médian

guïté négatif. Dans le cas  $\varepsilon_1 < \varepsilon_2^d$  (figure 2.5, à droite), la taxe sur les licenciements provoque une hausse de  $\varepsilon_2^d$  qui réduit (même à  $\varepsilon_1$  donné) le surplus espéré d'un emploi. La relation (C1) devient donc plus restrictive. L'effet sur le seuil de destruction et d'acceptation est graphiquement ambigu ; on montre par différentiation en annexe que cette ambiguïté se résout sous des conditions plausibles : à  $\theta_1$  donné suffisamment faible, le seuil de destruction augmente. Dans ce cas, le chômage des travailleurs d'âge médian augmente donc.

En résumé, la hausse de la contribution Delalande a un effet ambigu sur le chômage des travailleurs protégés, et un effet négatif sur les travailleurs non protégés plus jeunes. L'effet sur le chômage global est ambigu.

## 4.2 Simulation de l'instauration du dispositif en 1987

Pour comparer les différents effets, on procède ensuite à l'étalonnage du modèle sur la situation du marché du travail français avant l'instauration de la contribution Delalande (en 1986-87), en se focalisant sur deux catégories d'âge : les 55-60 ans, directement concernés par la contribution à partir de 1987, et les 50-54 ans, chez lesquels sont vraisemblablement concentrés les effets préventifs.<sup>15</sup> Les faits stylisés

<sup>15</sup>On suppose donc que les travailleurs de moins de 50 ans ont un taux de chômage indépendant du niveau de la contribution. Cette hypothèse simplificatrice se justifie *ex post* par le résultat selon lequel le taux de chômage à 50-55 ans n'est que faiblement affecté : cela sera vrai *a fortiori* avant 50 ans ; l'hypothèse d'exogénéité est donc une approximation acceptable.

qu'on souhaite reproduire par l'étalonnage portent sur la probabilité de retour à l'emploi et le taux de chômage dans chacune de ces deux catégories, ainsi que des éléments sur la distribution des salaires. Ils sont tirés de l'Enquête Emploi et reportés dans la première partie du tableau 2. Ces résultats portent sur l'ensemble des hommes en 1986-87.<sup>16</sup> Il aurait été possible de faire une distinction par niveaux de qualification ; mais cette distinction ici n'a que des effets secondaires par rapport aux effets de l'âge et a été laissée de côté par simplification.

<b>Faits stylisés reproduits</b>					
Taux de chômage		Taux de transition vers le chômage		Salaire 55-59 ans	
50-54 ans	55-58 ans	50-54 ans	55-58 ans	Moyenne (FF)	Coefficient de variation
6,5%	10,4%	2,9%	4,0%	8300	37%
<b>Paramètres imposés</b>					
Taux d'intérêt	Pouvoir de négociation des salariés	Elasticité de la fonction d'appariement	Taux d'arrivée des chocs	Ratio de remplacement 50-54 ans	Ratio de remplacement 55-59 ans
5%	0,5	0,5	0,1	0,6	0,65
<b>Paramètres étalonnés</b>					
Productivité de base 50-54 ans	Productivité de base 55-59 ans	Sigma 50-54 ans	Sigma 55-59 ans	Coût de postage instantané	Paramètre de variance de la loi (lognormale) des chocs
4 806	5 764	718	1 000	9 069	0,9
<b>Conséquences de l'étalonnage</b>					
Ratio des productivités moyennes 50-54 ans // 55-59 ans		Ratio des variabilités des productivités 50-54 ans // 55-59 ans		Coût de postage moyen (en mois de salaire)	Taux de taxe (sur le salaire moyen des 55-59 ans)
0,99		0,74		7,6	5,6%

TAB. 2 : Etalonnage (hommes d'âge médian, Enquêtes Emploi 1986-87 ; fréquence annuelle)

On suppose une technologie d'appariement Cobb-Douglas : on pose  $m(\theta_a) = \theta_a^{-\eta}$ . On suppose une élasticité de 0,5 pour la fonction d'appariement, ce qui est conforme aux estimations disponibles (Blanchard et Diamond, 1990). Le pouvoir relatif de négociation des salariés n'est pas un paramètre pour lequel on dispose d'estimations fiables ; on le suppose égal à  $\eta$ , ce qui conduit à l'efficacité de l'équilibre décentralisé (Hosios, 1990).  $\lambda$  n'est pas non plus directement observé ; on le prend égal à 0,1, qui correspond à une valeur couramment supposée dans la littérature.<sup>17</sup> Enfin, on

<sup>16</sup>L'Enquête Emploi de 1987 a lieu en mars ; elle est bien antérieure à la mise en place de la contribution Delalande en juillet.

<sup>17</sup>On montre en annexe en différenciant le modèle que plutôt que  $\lambda$ , les valeurs de  $\lambda G(\varepsilon_1)$  et  $\lambda G(\varepsilon_2^d)$  sont décisives pour la statique comparative. Ces grandeurs sont, elles, étalonnées sur les

suppose un taux de remplacement légèrement plus élevé pour les travailleurs de 55 à 60 ans (0,65 plutôt que 0,6) pour traduire le fait que la dégressivité des allocations chômage est suspendue pour les chômeurs âgés. La robustesse des résultats à ces quatre derniers paramètres est testée plus loin. On choisit par ailleurs la taxe forfaitaire  $\tau$  de façon à équilibrer le budget de l'assurance chômage. Les paramètres ainsi imposés sont rassemblés dans la deuxième partie du tableau.

Les paramètres libres sont les productivités de base dans les deux classes d'âge,  $p_1$  et  $p_2$ , les paramètres de dispersion des chocs  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$ , le coût de postage,  $c$ , et le paramètre de variance de la loi de  $\varepsilon$ ,  $b$ , en supposant que  $\varepsilon$  suit une loi lognormale  $LN(1, b)$ .<sup>18</sup> Ces six paramètres permettent de reproduire les six faits stylisés du haut du tableau 2.

Les paramètres ainsi étalonnés et les conséquences de leur valeur figurent dans le bas du tableau. On est conduit à estimer un profil de productivité plat après 50 ans<sup>19</sup>, avec une plus grande variabilité des productivités après 55 ans. Le coût moyen de postage d'un emploi est équivalent à 7,6 mois de salaire moyen brut. L'ensemble des paramètres étalonnés est plausible.

L'effet d'une taxe sur le licenciement des travailleurs âgés est ensuite simulé (figure 2.6). On regarde l'effet d'une hausse continue de la contribution de 0 à 3 mois de salaire brut moyen.

Qualitativement, les flux baissent chez les plus de 55 ans, tandis que le chômage augmente pour les travailleurs de 50-54 ans. Le chômage baisse chez les plus de 55 ans.

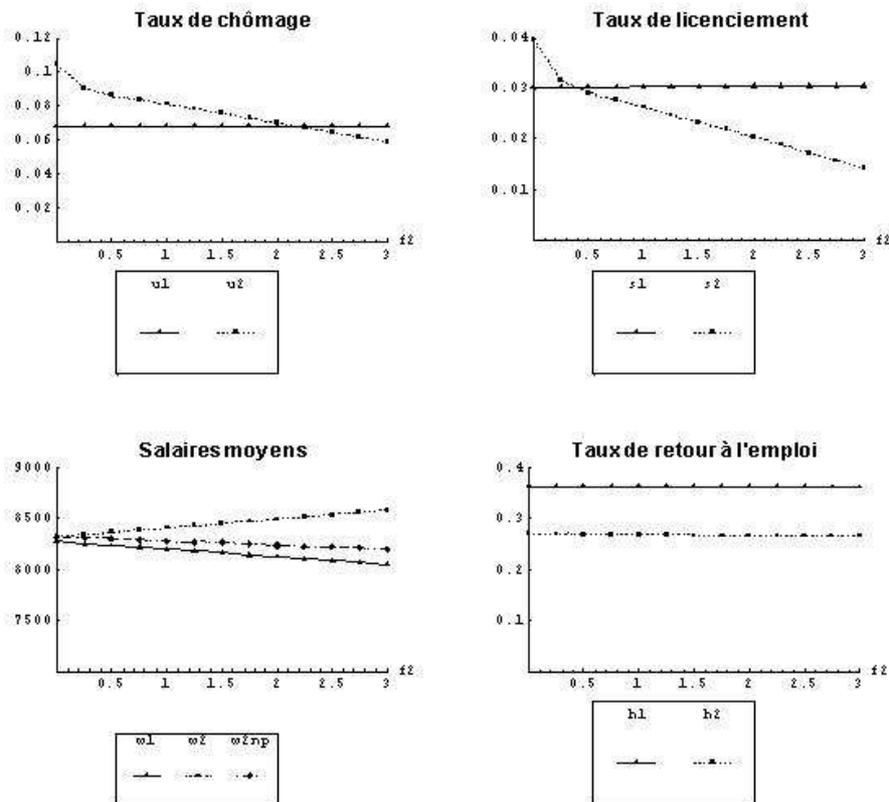
Quantitativement, les effets sont faibles pour les travailleurs de 50-54 ans, ce qui

---

données.

<sup>18</sup>Les hypothèses sur la distribution des chocs sont particulièrement délicates à faire. A partir du constat que la distribution des salaires est lognormale (à une constante près), on a supposé une distribution lognormale pour  $\varepsilon$ . Même si le salaire est fonction affine de  $\varepsilon$ , la conséquence n'est pourtant pas directe, étant donné que la loi des salaires est une distribution tronquée, et qu'il faudrait connaître la distribution complète des salaires potentiels pour tirer de l'information sur la distribution complète de  $\varepsilon$ . L'estimation non paramétrique de la loi de  $\varepsilon$  n'est cependant pas possible, faute de contrepartie empirique à gauche des seuils de réservation. On procède donc par une approche paramétrique, avec une loi lognormale  $LN(1, b)$ , en calant le paramètre de variance  $b$  de façon à obtenir le coefficient de variation des salaires observé. (On peut sans perte de généralité supposer le premier paramètre égal à 1, lorsque  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  sont laissés libres.) De façon plus générale, la discussion du rôle des hypothèses sur la distribution des chocs est reportée à la section 5.

<sup>19</sup>Ce résultat est compatible avec les estimations existantes du profil par âge de productivité : voir à ce sujet Aubert et Crépon (2004).



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande ( $f_2$ ) de 0 à 3 mois de salaire brut sur le taux de chômage, le salaire moyen, le taux de licenciement et le taux de retour à l'emploi pour les travailleurs de 50-54 ans (indicés 1) et 55-59 ans (indicés 2). Le taux de destruction des emplois est endogène. Les salaires sont négociés selon un processus de Nash (voir sections 3 et 4).

FIG. 2.6 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 (destructions et salaires endogènes)

vient du fait que la taxe n'agit que par les anticipations des agents, puisqu'elle débute à 55 ans. Son impact doit alors être actualisé, pour tenir compte de la préférence pour le présent et du fait qu'une part des emplois sont détruits avant que le travailleur n'atteigne 55 ans : l'effet avant 55 ans est donc amorti. Pour les travailleurs de plus de 55 ans, on remarque tout d'abord que l'impact négatif sur le retour à l'emploi est un effet de second ordre, tandis que l'effet de rétention est très élevé. Cela se traduit par une baisse très marquée du taux de chômage après 55 ans. Cette baisse, d'abord rapide, marque un coude et ralentit à partir du point où le taux de licenciement après 55 ans devient inférieur au taux de licenciement avant 55 ans. L'intuition est la suivante. Deux causes peuvent provoquer les licenciements des travailleurs de plus de 55 ans : les effets du vieillissement (si la baisse de productivité générale avec l'âge ou la hausse des options de sortie sous la forme d'un taux de remplacement plus élevé font que le surplus lié à l'emploi décline) et l'arrivée de chocs de productivité idiosyncrasiques défavorables. Le fait qu'avant réforme le taux de licenciement après 55 ans excède celui de la tranche d'âge inférieur signifie que ces deux causes de licenciement jouent. Dans cette situation initiale, une hausse de la taxe sur les licenciements réduit à la fois le nombre de licenciements qui ont lieu au moment du changement d'âge et ceux qui ont lieu, passé 55 ans, en cas de choc de productivité idiosyncrasique défavorable. Son impact est donc important. Mais la hausse de la taxe finit par dissuader complètement de licencier au moment du changement d'âge.<sup>20</sup> A partir de ce point de basculement (caractérisé par l'égalité des seuils de destruction :  $\varepsilon_1 = \varepsilon_2^d$ ), les hausses ultérieures de la taxe n'agissent plus que sur la deuxième source de licenciements, liée à l'arrivée de chocs idiosyncrasiques. L'effet de rétention est donc de moindre ampleur. Finalement, cet effet original du modèle illustre le fait qu'une taxe ciblée sur une population spécifique a d'autant plus d'impact que cette population dégage un surplus faible par rapport aux autres groupes de travailleurs ; l'impact diminue au fur et à mesure que la situation relative de cette population s'améliore.

---

<sup>20</sup>Une hypothèse ici implicite est que l'entreprise ne peut licencier juste avant l'âge de 55 ans. Elle découle de la modélisation par tranches d'âge de 5 ans, au sein desquelles tout est stationnaire (la probabilité de passer dans la tranche d'âge supérieure est la même pour tous).

### 4.3 Robustesse des résultats

La sensibilité des effets prédits de la protection de l'emploi à certains paramètres – en particulier, la générosité des allocations chômage et le degré de persistance des chocs – a été relevée par la littérature. Elle est en général étudiée par la simulation de variantes selon les paramètres. Le modèle étudié permet de systématiser cette approche. Pour les salariés âgés, on constate que l'effet principal provient ici de l'évolution du taux de licenciement,  $s_2$ . On montre en annexe C que, lorsqu'on a pris en compte l'endogénéité des salaires (et donc l'endogénéité du niveau de la taxe, qui est proportionnel aux salaires avec un coefficient  $\alpha_f$ ), l'effet sur le taux de licenciement d'une taxe  $df_2 = \alpha_f \bar{w}_2$  peut être approximé au premier ordre par :<sup>21</sup>

$$ds_2 = -\lambda\gamma\alpha_f \frac{b_2}{1-b_2} (r + h_2^0 + \eta_2) g(\varepsilon_2^d) E(\varepsilon - \varepsilon_2^d / \varepsilon > \varepsilon_2^d)$$

où  $h_2^0$  est le taux de retour à l'emploi avant réforme. L'ampleur de l'effet de rétention augmente donc avec le ratio de remplacement et avec le pouvoir de négociation des salariés ; elle décroît avec le degré de persistance des chocs. Enfin, elle dépend par deux canaux de la forme de la distribution des chocs : de façon attendue, elle dépend de la densité  $g(\varepsilon_2^d)$ , c'est-à-dire du nombre de personnes qui sont initialement à la limite du licenciement, et qu'une taxe sur les licenciements conduit à retenir dans l'emploi. Elle dépend également de l'espérance conditionnelle des productivités idiosyncrasiques au-dessus de la productivité de réservation.<sup>22</sup> Le fait que l'ampleur des effets dépende de la distribution des chocs, pour partie au moins inobservable, est une caractéristique peu satisfaisante de ce type de modèles ; il est discuté à la fin de la section suivante. Pour le reste, cette équation montre que l'effet estimé tient à un nombre relativement réduit de paramètres. En particulier, on remarque que l'effet est indépendant du profil de productivité estimé (paramètres  $p_1$  et  $p_2$ ), dont l'estimation est difficile.

---

<sup>21</sup>On suppose aussi que la condition d'Hosios (1990) est vérifiée :  $\eta = \gamma$ . L'expression est sinon légèrement plus compliquée (voir annexe).

<sup>22</sup>Cela résulte de l'indexation de la taxe sur le salaire moyen, qui dépend lui-même de cette espérance conditionnelle.

	Avant 1987	Après 1987		
	<b>Variations sur le ratio de remplacement à 50-54 ans (b1)</b>			
	<b>.6</b>	.5	<b>.6</b>	.7
Taux de chômage 50-54 ans	6,5%	6,8%	<b>6,8%</b>	6,8%
Taux de chômage 55-59 ans	10,4%	5,9%	<b>5,8%</b>	5,7%
	<b>Variations sur le ratio de remplacement à 55-59 ans (b2)</b>			
	<b>.65</b>	.55	<b>.65</b>	.75
Taux de chômage 50-54 ans	6,5%	6,8%	<b>6,8%</b>	6,8%
Taux de chômage 55-59 ans	10,4%	6,6%	<b>5,8%</b>	4,5%
	<b>Variations sur le degré de persistance des chocs (<math>\lambda</math>)</b>			
	<b>.1</b>	.05	<b>.1</b>	.15
Taux de chômage 50-54 ans	6,5%	6,7%	<b>6,8%</b>	6,9%
Taux de chômage 55-59 ans	10,4%	7,7%	<b>5,8%</b>	4,6%
	<b>Variations sur le pouvoir de négociation des salariés (<math>\gamma</math>)</b>			
	<b>.5</b>	.3	<b>.5</b>	.7
Taux de chômage 50-54 ans	6,5%	6,8%	<b>6,8%</b>	6,8%
Taux de chômage 55-59 ans	10,4%	7,3%	<b>5,8%</b>	4,4%

TAB. 3 : Analyse de robustesse

L'analyse de robustesse permet de vérifier que des variations de ces paramètres sur des plages vraisemblables n'affectent pas trop les résultats. Le tableau 3 présente, dans sa partie droite, les taux de chômage après réforme pour différentes valeurs des paramètres, dont la valeur de référence dans la colonne du milieu. En résumé, le taux de chômage à 50-54 ans est très peu sensible à ces variations ; il l'est davantage à 55-59 ans, sans que cela affecte le résultat qualitatif d'une baisse marquée du chômage.

## 5 Interprétation du fort effet sur le chômage : spécificité des travailleurs âgés ou hypothèses sur les salaires et les destructions d'emplois ?

La baisse du chômage prédite est nette et massive. Elle contraste avec la littérature sur la protection de l'emploi, qui prédit en général un effet faible, tantôt

positif, tantôt négatif. Cette section examine les raisons de ce contraste, en revenant successivement sur trois caractéristiques du modèle.

## 5.1 Les effets de la situation d'*insiders* peu mobiles

Les travailleurs âgés sont en majorité des *insiders* au sens où ils occupent pour la plupart un emploi, en général protégé. Ils s'opposent en cela aux jeunes générations qui entrent sur le marché du travail. Ils sont également peu mobiles, ainsi qu'en témoignent les faibles taux de transition observés entre chômage et emploi, avant l'instauration de la contribution (tableau 2).

Ces deux faits ont des conséquences importantes sur l'impact de la protection de l'emploi. Le premier implique que les travailleurs âgés sont majoritairement concernés par l'effet direct, favorable, de rétention. L'ampleur de cet effet a donc plus d'impact sur leur taux de chômage moyen que l'effet indirect.<sup>23</sup> Par ailleurs, la faiblesse des taux de transition implique que les effets indirects sont faibles : le risque lié au coût de licenciement est en effet pondéré par la probabilité qu'un licenciement intervienne. Or cette probabilité est faible : 4% avant l'instauration de la contribution. Les entreprises embauchant un travailleur âgé tiennent compte de ce risque, mais avec un taux d'actualisation faible.<sup>24</sup>

On vérifie analytiquement ces intuitions par la différentiation du système d'équilibre, en annexe. On montre que l'ampleur des effets direct et indirect dépend directement de la situation initiale du public ciblé. Spécifiquement, en notant  $h_2^0$  et  $s_2^0$  les taux initiaux de retour à l'emploi et de licenciement des plus de 55 ans avant réforme, l'effet d'une hausse de la taxe, approximé au premier ordre, s'écrit :

---

<sup>23</sup>L'effet indirect joue un rôle beaucoup plus important dans la détermination du taux de chômage des jeunes (qui sont nombreux à chercher des emplois).

<sup>24</sup>Cependant, ce taux d'actualisation est peut-être minoré par l'hypothèse d'homogénéité de la main-d'oeuvre. Si les chômeurs présentent en réalité certaines caractéristiques défavorables, la probabilité de licencier un chômeur après l'avoir embauché peut être nettement supérieure à la probabilité moyenne.

Cette limite est partagée par les autres modèles auxquels on se compare ici. La comparaison reste donc, en ce sens, valide.

$$\begin{aligned}\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2} &= \frac{1}{\sigma_2} \frac{(r + \lambda + \eta_2)s_2^0}{r + s_2^0 + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}h_2^0} \\ \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2} &= -\frac{1}{\sigma_2} \frac{(r + \lambda + \eta_2)(r + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}h_2^0)}{r + s_2^0 + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}h_2^0} \\ \frac{d\theta_2}{df_2} &= \frac{1}{\eta c} \frac{(1 - \gamma)h_2^0 s_2^0}{r + s_2^0 + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}h_2^0}\end{aligned}$$

Quand le public cible est peu mobile, c'est-à-dire, à la limite, quand  $s_2^0$  et  $h_2^0$  tendent vers 0, on obtient :

$$\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2} \rightarrow 0, \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2} \rightarrow -(r + \lambda + \eta_2), \frac{d\theta_2}{df_2} \rightarrow 0$$

Par conséquent, l'effet indirect (qui passe par la hausse du seuil d'acceptation et de la baisse de la tension) tend vers 0, et l'effet indirect (par la baisse du seuil de destruction) tend vers sa valeur maximale. Autrement dit, par leur faible mobilité, les travailleurs âgés en France présentent des caractéristiques qui maximisent les avantages de la protection de l'emploi et en minimisent les inconvénients en termes de réduction du chômage. Certes, cela ne signifie pas que les effets indirects défavorables ont disparu. Ils sont reportés sur les plus jeunes. Mais ils sont du coup amortis par la prise en compte du taux d'actualisation (qui rend compte à la fois de la préférence pour le présent et des destructions des emplois avant d'avoir atteint 55 ans). Au total, une mesure de protection de l'emploi sur les travailleurs âgés a donc un effet plus favorable qu'une mesure similaire sur les plus jeunes. Ce résultat est d'autant plus intéressant que des motivations de bien-être social peuvent conduire également à focaliser la protection de l'emploi sur les plus âgés.<sup>25</sup>

## 5.2 Effet de l'hypothèse de salaires endogènes

Un autre trait des travailleurs âgés est que la majorité est rémunérée au-dessus du SMIC. Ce fait a joué en faveur d'une modélisation avec salaires endogènes puisque

---

<sup>25</sup>On peut évoquer les arguments suivants : éviter la destruction du capital humain général et spécifique accumulé ; prendre en compte les difficultés particulières de retour à l'emploi des plus âgés.

le salaire n'est pas déterminé par la contrainte institutionnelle du salaire minimum. L'hypothèse d'un ajustement instantané du salaire aux chocs individuels est cependant forte. Il est donc important de voir si les résultats obtenus sont robustes à l'hypothèse alternative de salaires exogènes.

A première vue, le basculement vers des salaires exogènes (indépendants du niveau de la contribution Delalande) a des effets contradictoires sur le chômage. D'une part, les travailleurs n'internalisent plus, dans le salaire d'embauche qu'ils négocient, les effets de la protection future de leur emploi.<sup>26</sup> Or cette réponse du salaire d'embauche avait pour effet de limiter l'effet négatif de la contribution sur les créations d'emploi. Cependant, le fait que le salaire soit exogène élimine un autre effet lié à la négociation salariale avec les salariés protégés : ceux-ci prenaient en effet en compte le fait que la situation des chômeurs se dégradait. Cette dégradation de leur option de sortie (et donc cette augmentation du surplus) limitait leurs revendications salariales et permettait une baisse des licenciements (effet d'une baisse de  $\theta_2$  dans l'équation (D2)). Au total, l'abandon de l'hypothèse de salaires endogènes élimine deux effets, l'un défavorable, l'autre favorable à l'emploi. L'effet net est ambigu.

Cette ambiguïté est résolue par l'étalonnage et la simulation d'un modèle sous l'hypothèse de salaires exogènes. Les résultats (figure 2.7) sont extrêmement proches de ceux obtenus avec des salaires exogènes (figure 2.6). On peut donc conclure que la baisse prédite du chômage ne tient pas à l'hypothèse de salaires endogènes.

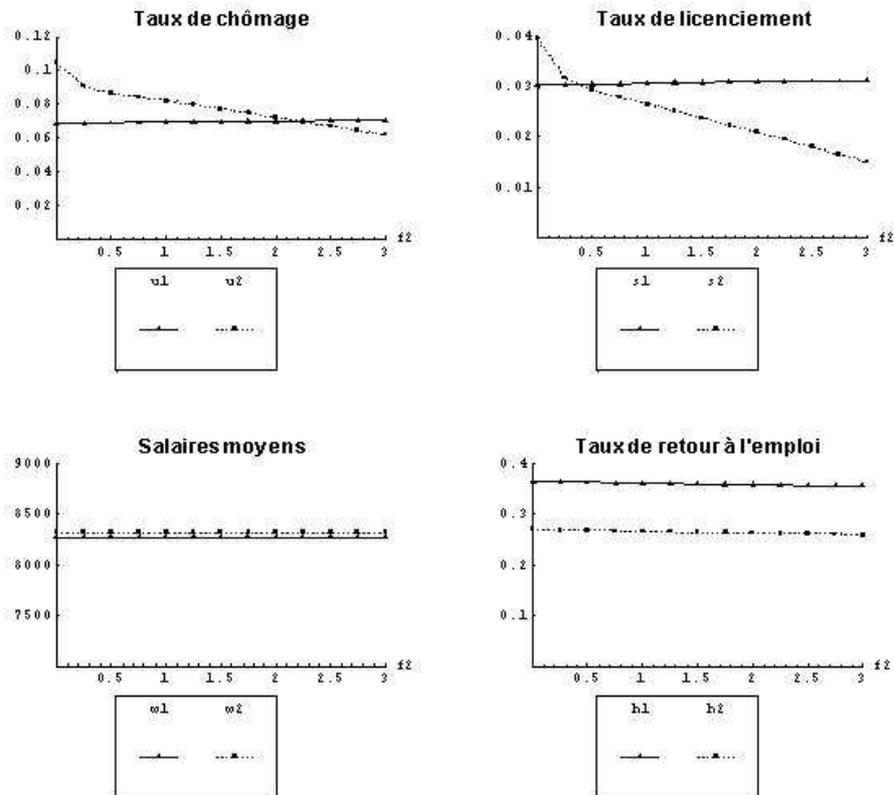
### 5.3 Effet de l'hypothèse de destructions endogènes des emplois

Le rapporteur de la commission des affaires sociales du Sénat, Louis Souvet, critiquant la contribution Delalande estimait que ses effets sur les licenciements étaient non avérés, alors que ses effets pervers sur les embauches de travailleurs âgés étaient un vrai problème. Est-il possible, en d'autres termes, que les entreprises ne puissent tenir compte de la contribution qu'*ex ante*, si bien que seul intervient l'effet indirect ?

On peut construire un modèle avec de telles implications. Il suffit de supposer

---

<sup>26</sup>Cf. la baisse du salaire des travailleurs non protégés,  $W2np$ , sur la figure 2.6.



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande ( $f_2$ ) de 0 à 3 mois de salaire brut sur le taux de chômage, le salaire moyen, le taux de licenciement et le taux de retour à l'emploi pour les travailleurs de 50-54 ans (indexés 1) et 55-59 ans (indexés 2). Le taux de destruction des emplois est endogène. Les salaires sont exogènes (voir section 5).

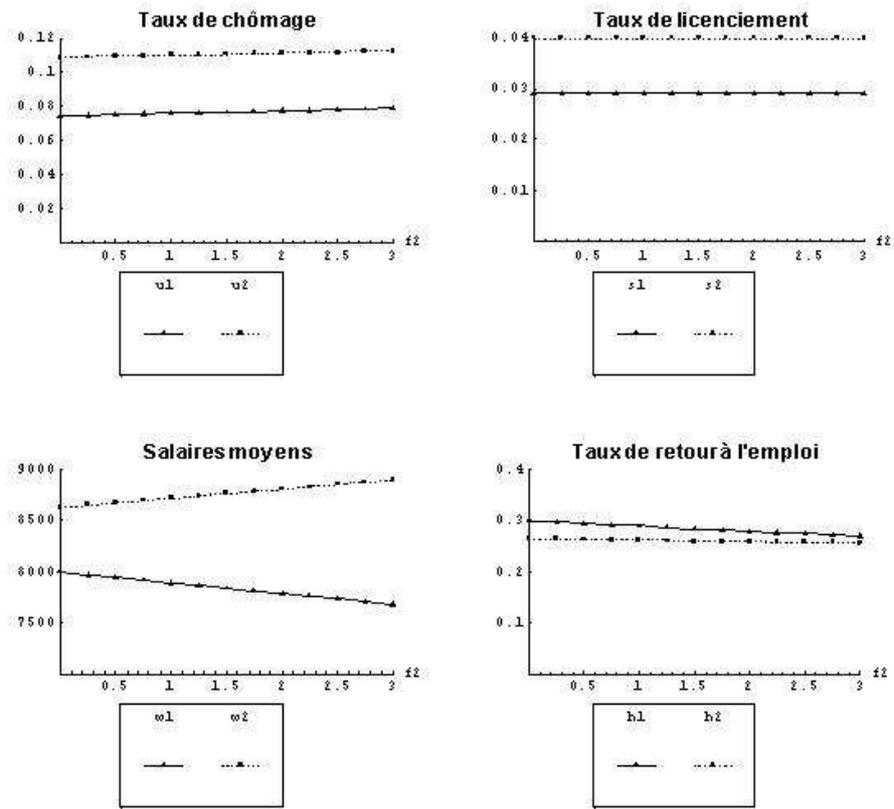
FIG. 2.7 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 (destructions endogènes, salaires exogènes)

que tous les chocs de productivité sont si défavorables qu'ils conduisent toujours à la destruction de l'emploi, quel que soit le niveau de protection de l'emploi. Cela revient à considérer des destructions exogènes. L'effet direct est alors nul, par construction. Cela n'empêche pas que le surcoût lié à la protection de l'emploi n'agisse *ex ante* et ne réduise les créations d'emploi par l'effet indirect : l'entreprise sait qu'elle aura ce surcoût à payer pour tout choc de productivité défavorable. La figure 2.8 illustre les conséquences d'un tel modèle avec destructions exogènes. Le chômage augmente à tout âge.

En retour, ce résultat montre l'importance, dans la modélisation avec destructions endogènes, de l'hypothèse qu'on fait sur la distribution des chocs. On a noté en effet que la distribution à gauche du seuil  $\varepsilon_2$  n'est pas observée (section 4). Si on suppose qu'elle est concentrée sur des valeurs très inférieures à  $\varepsilon_2$ , l'effet direct peut être alors limité. Le cas des destructions exogènes est un cas limite où la distribution des chocs comporte un unique point de masse pour une valeur très faible (ou très négative).

Avant d'aller trop loin dans cette critique, il faut noter qu'elle est générale et peut s'appliquer à toute taxe sur les licenciements. Il n'en reste pas moins que la critique s'applique *aussi* aux travailleurs âgés et à la contribution Delalande, et peut-être même *surtout* à eux si on fait des hypothèses additionnelles sur leur moindre capacité d'adaptation aux chocs, faute d'un horizon suffisant pour amortir une formation, par exemple. De telles hypothèses sont plausibles, mais non prouvées : l'horizon d'amortissement requis pour rentabiliser une formation serait plutôt court, et les formations peuvent être adaptées aux spécificités des travailleurs âgés (voir chapitres 6 et 7). La nécessité d'un test empirique apparaît donc ici. Il doit permettre de mesurer si l'introduction de la contribution Delalande a ou non conduit à une baisse des licenciements. C'est l'objet du chapitre 3.

Au total, la prédiction d'une forte baisse du chômage des travailleurs âgés s'interprète surtout comme le résultat de la situation spécifique de ce public, composé majoritairement d'*insiders* peu mobiles. Elle montre l'intérêt d'une protection de l'emploi ciblée selon les âges, faisant ainsi écho à des interrogations récentes dans la littérature (Blanchard et Tirole, 2003). Elle reste cependant conditionnelle à la sensibilité des décisions de licenciement des entreprises au coût financier du licen-



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande ( $f_2$ ) de 0 à 3 mois de salaire brut sur le taux de chômage, le salaire moyen, le taux de licenciement et le taux de retour à l'emploi pour les travailleurs de 50-54 ans (indicés 1) et 55-59 ans (indicés 2). Le taux de destruction des emplois est supposé exogène; les destructions d'emploi sont considérées comme des licenciements et sont redevables de la contribution Delalande. Les salaires sont négociés selon un processus de Nash (voir section 5).

FIG. 2.8 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 (destructions exogènes)

ciement.

## 6 Extensions

### 6.1 Affectation du produit de la taxe au financement de l'assurance chômage

L'affectation du produit de la contribution Delalande rapproche le dispositif de la pratique d'*experience rating* aux Etats-Unis, où les cotisations patronales sont modulées en fonction des coûts induits, pour l'assurance chômage, par les licenciements que l'entreprise a effectués. La contribution Delalande conduit à une sorte de modulation fruste, puisque la taxe est simplement proportionnelle au salaire brut du travailleur licencié (et n'est pas indexée, par exemple, sur le temps que le salarié licencié passe au chômage indemnisé).

Quoi qu'il en soit, l'affectation du produit de la contribution à l'assurance chômage permet une baisse des cotisations  $\tau$  qui devrait être favorable à l'emploi. Pour en tenir compte, on lève l'hypothèse d'un taux exogène, et on introduit la règle d'équilibre de l'assurance chômage suivante :

$$U_0 z_0 + U_1 z_1 + U_2 z_2 = \delta N f_2 + (L_0 + L_1 + L_2) \tau$$

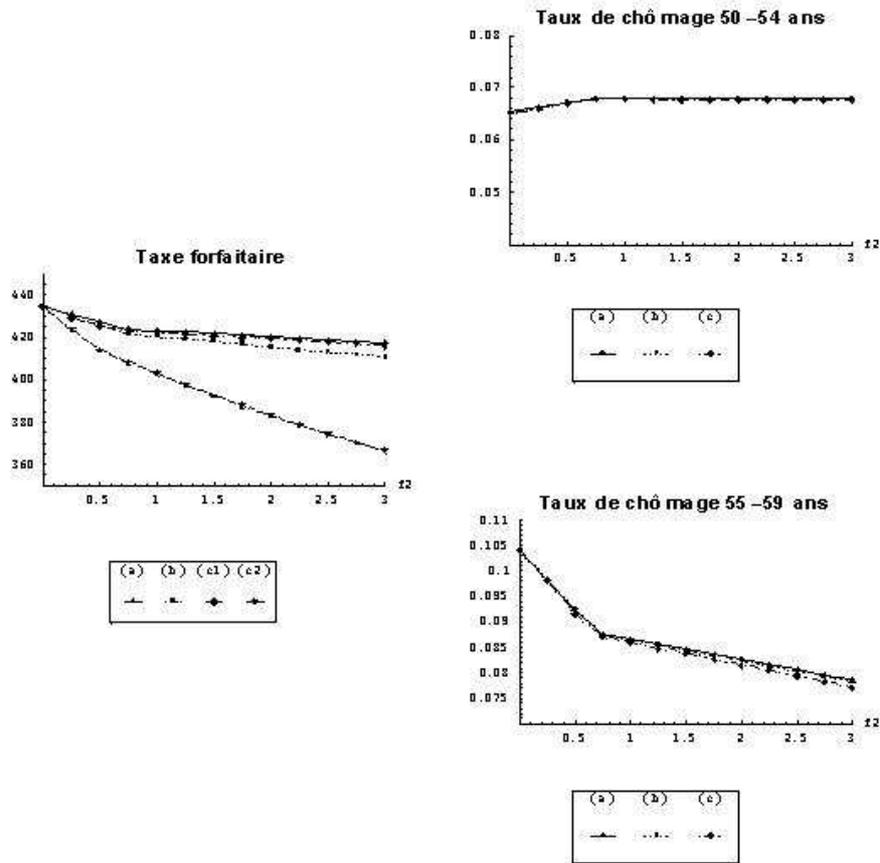
où  $U_0$  et  $L_0$  représentent le nombre de chômeurs et de personnes en emploi de moins de 50 ans,  $N$  représente le nombre de licenciements donnant lieu au versement de la contribution Delalande, tandis que  $\delta$  correspond à la règle d'affectation du produit de la contribution :  $\delta = 1$  quand le produit est affecté à l'assurance chômage,  $\delta = 0$  sinon.<sup>27</sup>

L'introduction de cette sixième équation ne permet plus de garantir l'unicité de l'équilibre (Rocheteau, 1999). Néanmoins, on fait l'hypothèse que l'Etat, informé et rationnel, fixe  $\tau$  de façon à obtenir l'équilibre avec un faible chômage et de faibles charges.

On simule de nouveau les effets d'une hausse progressive de la contribution de 0 à

---

<sup>27</sup>Le taux de chômage  $u_0$  est mesuré sur les travailleurs de 20 à 50 ans et vaut 8,6% ; on pose par ailleurs  $z_0 = z_1$ .



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande ( $f_2$ ) de 0 à 3 mois de salaire brut sur la taxe forfaitaire sur les salaires (en FF) et le taux de chômage pour les travailleurs de 50-54 ans et 55-59 ans.

Les différentes courbes correspondent aux modalités suivantes d'équilibrage de l'assurance chômage:

- **(a): non affectation:** le produit de la contribution Delalande n'est pas affecté à l'assurance chômage;
- **(b): affectation diffuse:** le produit de la contribution Delalande est affecté à l'assurance chômage; la baisse des cotisations ainsi permise est répartie sur tous les emplois;
- **(c): affectation concentrée:** le produit de la contribution Delalande est affecté à la baisse des cotisations chômage sur les emplois de travailleurs de 55-59 ans (taxe (c2)) et non sur les autres (taxe (c1)).

FIG. 2.9 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 selon le bouclage fiscal

3 mois de salaire brut (figure 2.9).<sup>28</sup> Même dans le cas où le produit de la contribution n'est pas affecté à l'assurance chômage, la prise en compte du bouclage budgétaire réduit les prélèvements et le chômage. En effet, hors bouclage, la taxe a pour effet de réduire le chômage global. Cela conduit à réduire les cotisations nécessaires. L'effet de réduction du chômage est donc accru quand on introduit le bouclage. L'effet additionnel de l'affectation de la contribution Delalande (affectation diffuse) est minime : en effet, le produit de la taxe n'est pas si important qu'il permette de faire baisser de façon significative  $\tau$ .

Une affectation ciblée du produit de la taxe à la baisse des charges sur les plus de 55 ans (affectation concentrée) permet de faire baisser plus sensiblement le coût du travail à cet âge. Cela permet effectivement une baisse additionnelle modérée de  $u_2$  – de l'ordre de 0,1 point. Cette baisse additionnelle reste néanmoins faible par rapport aux effets directs de rétention liés à la taxe. Au total, le degré d'*experience rating* de la taxe apparaît trop faible pour que ses effets se distinguent de ceux d'une taxe non affectée au financement de l'assurance chômage.

## 6.2 Prise en compte des préretraites

L'analyse s'est focalisée jusqu'à présent sur les taux de chômage. Or une autre composante du non emploi joue un rôle décisif après 55 ans, même pour les hommes : l'inactivité, en particulier sous forme de préretraites. On introduit donc ici ces dernières.

A première vue, l'existence de préretraites semble pouvoir modifier l'impact de la contribution Delalande par un jeu de vases communicants, les flux vers le chômage étant redirigés vers la préretraite. On s'attend donc à ce qu'une partie des licenciements antérieurs soient simplement transformés en départ vers des préretraites.<sup>29</sup> Au total, les flux vers le non emploi doivent néanmoins baisser : à coût des préretraites

---

<sup>28</sup>Les résultats ne sont pas directement comparables ici à ceux de la figure 2.6 : par simplicité et pour limiter les problèmes de calcul liés à l'existence d'équilibres multiples, on a supposé une distribution plus simple des chocs, selon une loi uniforme. Cela n'affecte nullement l'exercice qui examine, sous cette hypothèse, les effets de l'affectation ou non du produit de la contribution à l'assurance chômage.

<sup>29</sup>Formellement, licenciements et préretraite ne s'opposent pas, puisque un licenciement peut conduire à un départ en préretraites (l'entreprise signant une convention de conversion pour un départ en préretraite ASFNE, par exemple). Par simplicité et suivant l'usage, on parle ici de licenciement lorsque le salarié part pour le chômage.

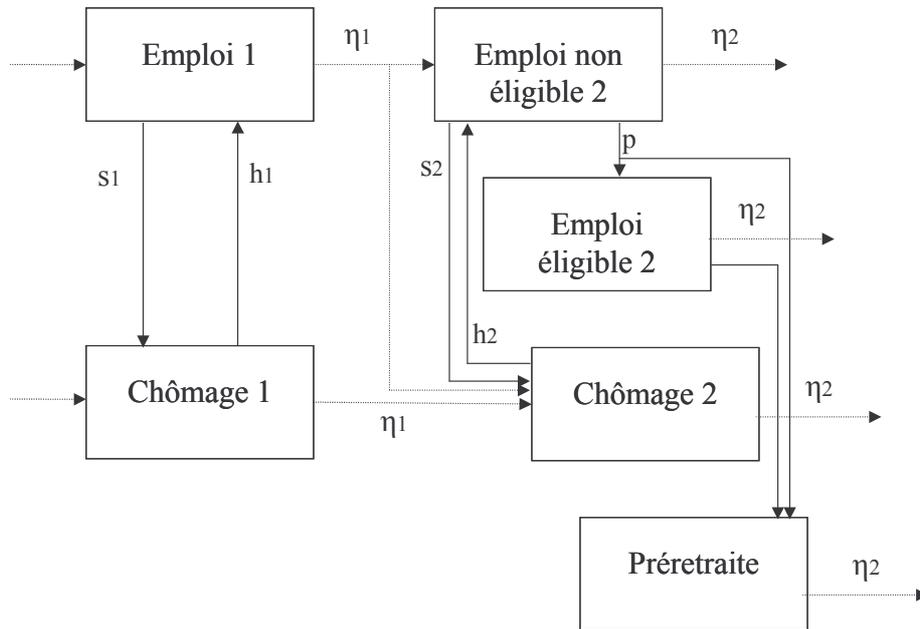


FIG. 2.10 – Structure du marché du travail avec préretraites

inchangé, la hausse du coût du licenciement conduit à une hausse du coût moyen de départ des travailleurs âgés.

On étend le modèle initial par la prise en compte d'un troisième état, les préretraites. Il importe de rendre compte du fait que l'accès aux préretraites n'est pas systématique : il est, en pratique, conditionné par la négociation d'un accord avec l'Etat (préretraites du Fonds national de l'emploi, dites préretraites ASFNE) ou par l'existence d'accords de branche (dispositifs ARPE ou CATS<sup>30</sup>). On en rend compte en supposant qu'il existe une probabilité  $p$  qu'un emploi de plus de 55 ans devienne éligible pour un départ en préretraite. Cela conduit à distinguer deux états parmi les emplois de plus de 55 ans, selon qu'ils sont éligibles ou non aux préretraites. La structure du modèle ainsi complété est donnée figure 2.10.

Le modèle est résolu de manière semblable au modèle initial, en introduisant une équation supplémentaire qui correspond au seuil de départ en préretraites. Les paramètres sont choisis de façon qu'il est toujours plus avantageux, pour le salarié, de partir en préretraite que par un licenciement. Le modèle est étalonné en supposant

<sup>30</sup>Voir chapitre 1 pour la présentation de ces dispositifs.

que les flux de départ en préretraite et en licenciement sont égaux pour les plus de 55 ans, ainsi qu'il ressort des statistiques de l'Unédic, soit 4% chacun.

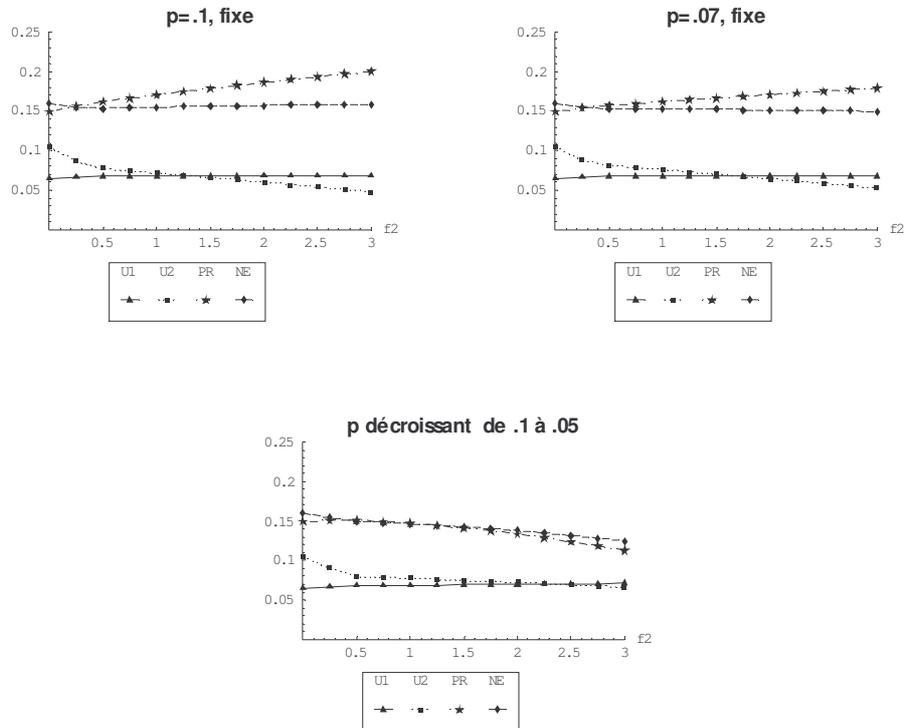
L'effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 est donné figure 2.11 selon plusieurs scénarios. On suppose d'abord que les conditions d'éligibilité aux préretraites restent les mêmes ( $p$  reste inchangé). Une partie des licenciements est alors transformée en départs en préretraites. Le stock de préretraités augmente. Cette augmentation est d'autant plus marquée que l'accès aux préretraites est généreux. Au total, et selon les hypothèses sur  $p$ , le non emploi après 50 ans peut baisser ou augmenter, dans les deux cas légèrement. Mais cela suppose que l'Etat – ou les partenaires sociaux – laissent faire et financent une augmentation considérable du nombre de préretraités. En pratique, on observe au contraire une stabilisation des flux d'entrée en préretraite à partir du milieu des années 1980, malgré la pression vraisemblablement accrue qui s'exerce à partir de l'instauration de la contribution Delalande. Un troisième scénario rend compte de ce cas de figure : en durcissant les conditions d'éligibilité (par exemple, en réduisant  $p$  continûment de 10% à 5%), les pouvoirs publics limitent l'effet de vases communicants. Dans ce cas, la prédiction de baisse du chômage s'étend au non emploi.

Les enseignements de cette extension du modèle sont clairs et attendus : une politique généreuse d'accès aux préretraites peut contrecarrer les effets de la contribution Delalande sur l'emploi. Le contingentement parallèle des départs en préretraite est nécessaire pour que la baisse du chômage se traduise par une hausse de l'emploi.

## 7 Conclusion

La contribution Delalande, taxe spécifique pour le licenciement de salariés de plus de 50 ans en France, constitue un bon "cas d'école" pour l'étude des effets de la protection de l'emploi. La diversité des points de vue exprimés par ses promoteurs et ses détracteurs, encore récemment à l'occasion du débat parlementaire sur la réforme des retraites, peut s'expliquer par l'existence d'effets nombreux et contradictoires : désincitation au licenciement mais aussi à l'embauche, contribution au financement de l'assurance chômage.

Un modèle d'appariement avec création et destruction endogènes d'emplois a



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande (f2) de 0 à 3 mois de salaire brut sur les composantes du non emploi pour les travailleurs de 50-59 ans (U1: taux de chômage des 50-54 ans; U2: taux de chômage des 55-59 ans; PR: taux de préretraités parmi les 55-59 ans; NE: taux de non emploi pour les 50-59 ans). On considère trois variantes:

- **(a): accès aux préretraites fixe et généreux (p=.1):** la probabilité de devenir éligible pour les préretraites vaut 10% chaque année et reste fixe lors de l'augmentation de la contribution Delalande;
- **(b): accès aux préretraites fixe et modéré (p=.07):** la probabilité de devenir éligible pour les préretraites vaut 7% chaque année et reste fixe lors de l'augmentation de la contribution Delalande;
- **(c): accès aux préretraites contingenté progressivement (p décroissant de .1 à .05):** la probabilité de devenir éligible pour les préretraites vaut 10% chaque année au départ et décroît jusqu'à 5% au fur et à mesure que la contribution Delalande s'accroît.

FIG. 2.11 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 en présence de préretraites

permis de quantifier ces effets contradictoires dans un cadre cohérent. L'analyse s'est concentrée sur le dispositif initial de 1987. L'effet net sur l'emploi s'avère positif : même si le chômage des travailleurs plus jeunes non protégés augmente, cette hausse est plus que compensée par la baisse du chômage après 55 ans. Les ordres de grandeur, s'ils sont à prendre avec prudence, n'en restent pas moins importants : toutes choses égales par ailleurs, l'instauration de la contribution Delalande pourrait avoir réduit le chômage des plus de 55 ans de presque 5 points de pourcentage, le faisant passer de 10,4% à 5,8%.<sup>31</sup> Cette baisse aurait pour contrepartie une hausse beaucoup plus modérée du chômage entre 50 et 54 ans, qui passe de 6,5% à 6,8%. Sous réserve que les conditions aux préretraites aient été par ailleurs durcies, la contribution Delalande aurait donc contribué significativement à l'arrêt de la chute du taux d'emploi des plus de 50 ans en France.

L'analyse met cependant en valeur le rôle important joué par les hypothèses sur les chocs de productivité. Dans l'hypothèse de chocs adverses radicaux, les résultats sont remis en cause. Par ailleurs, certains aspects secondaires n'ont pas été pris en compte dans l'analyse. En particulier, on a supposé un marché du travail segmenté entre les travailleurs de 50-54 ans et ceux de plus de 55 ans, avec deux paramètres de tension distincts : une hypothèse alternative serait que les salariés de plus de 50 ans cherchent tous sur un même marché du travail, avec une tension commune. D'autre part, on a négligé le fait que la taxe sur les licenciements réduit le surplus joint lié *ex ante* à l'emploi, ce qui peut désinciter les chômeurs à chercher un emploi. Cependant, ces deux hypothèses jouent un rôle secondaire, en raison de la faiblesse de l'effet indirect et du fait que, à partir de 1992, les chômeurs de plus de 50 ans font l'objet d'une exonération de la taxe. Une autre simplification a consisté à se limiter à deux classes d'âge au sein desquelles les valeurs sont stationnaires. Cela ne permet pas de rendre compte de licenciements qui interviendraient juste avant le seuil d'entrée dans le dispositif (à 54 ans et 11 mois, par exemple). L'effet de licenciement préventif est bien pris en compte, mais sous forme diffuse, à travers toute la catégorie d'âge de 50 à 54 ans. Un découpage en tranches d'âge annuel permettrait peut-être

---

<sup>31</sup>Ces résultats correspondent à une statique comparative entre deux états stationnaires dans le modèle de référence (voir tableau 3). 10,4% correspond au taux de chômage constaté avant 1987 ; 5,8% est le taux de chômage simulé après introduction de la contribution Delalande, toutes choses égales par ailleurs.

de mieux quantifier cet effet et constitue une extension souhaitable.

Au total, l'approche théorique suivie ici montre les atouts de la contribution Delalande, et, plus généralement, d'une protection de l'emploi différenciée selon ses publics. Elle rejoint là une des suggestions faites récemment par le rapport de Blanchard et Tirole (2003). Elle rappelle en même temps les limites de modèles qui sont amenés à faire des hypothèses peu vérifiables sur la distribution de chocs pour partie au moins non observés.

L'étape suivante est donc empirique : observe-t-on la forte décrue des transitions vers le chômage prédite par le modèle ?

## Annexes

Les notations utilisées dans le texte sont récapitulées dans le tableau 2.1.

Paramètre	Définition
Structure générale du modèle	
$u_a$	Taux de chômage (à l'âge $a$ )
$\frac{1}{n_a}$	Durée moyenne de la catégorie d'âge $a$
$h_a$	Taux de retour à l'emploi
Productivité	
$\lambda$	Taux d'arrivée des chocs de productivité
$\varepsilon$	Qualité idiosyncrasique d'un emploi
$G$	Distribution de $\varepsilon$
$b_a$	Ratio de remplacement
$z_a$	Allocations chômage
$p_a$	Productivité de base de l'emploi
$\sigma_a$	Indicateur de dispersion de la qualité des emplois
Valeurs	
$r$	Taux d'escompte
$W_a$	Valeur d'un emploi pour le travailleur
$U_a$	Valeur d'être au chômage
$J_a$	Valeur d'un emploi pour la firme
$J^v$	Valeur d'un emploi vacant
$V_f$	Valeur d'être à la retraite
$S_a$	Valeur du surplus lié à un emploi
$c$	Coût de postage d'un emploi vacant
$\varepsilon_1$	Seuil de destruction et d'acceptation en période 1
$\varepsilon_2^c, \varepsilon_2^d$	Seuils d'acceptation et de destruction en période 2

TAB. 2.1 – Définition des paramètres

## Annexe A : Création et destruction d'emplois dans le modèle de référence

Pour simplifier la présentation, on se focalise sur les emplois occupés par des salariés d'âge médian. Pour des salariés âgés, la résolution est analogue et légèrement plus simple du fait que l'emploi est systématiquement rompu à l'âge de la retraite.

Des équations de valeur et de la définition du surplus, on tire l'expression du surplus (en omettant  $J^v$  qui est nul à l'équilibre de libre entrée) :

$$(r + \lambda + \eta_1)S_1(\varepsilon) = p_1 + \sigma_1\varepsilon + \lambda \int \max(S_1(x), 0)dG(x) - (r + \eta_1)U_1 + \eta_1 \max(S_2(\varepsilon), 0) - \eta_1 f_2 \quad (2.1)$$

La condition de libre entrée  $J^v = 0$  et l'équation de valeur d'un poste vacant permettent d'écrire  $\frac{c}{m(\theta_1)} = \int \max(J_1(x), 0)dG(x)$ , ce qui implique, d'après la règle de partage du surplus :

$$\frac{c}{m(\theta_1)} = (1 - \gamma) \int \max(S_1(x), 0)dG(x) \equiv (1 - \gamma)\overline{S}_1 \quad (2.2)$$

Cette équation est l'équation de création (C1).

En utilisant (C1) et l'équation de valeur d'être au chômage, on obtient :

$$(r + \eta_1)U_1 - \eta_1 U_2 = z_1 + \theta_1 m(\theta_1) \gamma \overline{S}_1 = z_1 + \frac{\gamma}{1 - \gamma} c \theta_1 \quad (2.3)$$

La caractérisation du seuil  $\varepsilon_1$  peut alors se réécrire, en utilisant (2.3) et (2.1) :

$$p_1 + \sigma_1 \varepsilon_1 - \tau = z_1 + \frac{\gamma}{1 - \gamma} c \theta_1 - \lambda \overline{S}_1 - \eta_1 \max(S_2(\varepsilon_1), 0) + \eta_1 f_2$$

On retrouve l'équation de destruction (D1).

Les expressions de  $\overline{S}_1$  et de  $\max(S_2(\varepsilon_1), 0)$  dépendent de la hiérarchie entre  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2^d$ . On détaille ci-dessous les deux cas possibles.

**Cas des emplois “robustes au vieillissement” :**

Pour  $\varepsilon_1 > \varepsilon_2^d$ , on obtient :

$$\max(S_2(\varepsilon_1), 0) = S_2(\varepsilon_1) = \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2}(\varepsilon_1 - \varepsilon_2^d)$$

On note par ailleurs que  $S_1'(\varepsilon) = \frac{\sigma_1}{r + \lambda + \eta_1} + \frac{\eta_1}{r + \lambda + \eta_1} \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2}$  d'où on tire, en intégrant par parties :

$$\tilde{S}_1 = \int_{\varepsilon_1}^{\bar{\varepsilon}} S_1(x) dG(x) = \left( \frac{\sigma_1}{r + \lambda + \eta_1} + \frac{\eta_1}{r + \lambda + \eta_1} \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} \right) \int_{\varepsilon_1}^{\bar{\varepsilon}} (1 - G(x)) dx$$

**Cas des emplois “non robustes au vieillissement” :**

Pour  $\varepsilon_1 \leq \varepsilon_2^d$ , on a  $\max(S_2(\varepsilon_1), 0) = 0$  et, en appliquant la même technique d'intégration par parties :

$$\hat{S}_1 = \frac{\sigma_1}{r + \lambda + \eta_1} \int_{\varepsilon_1}^{\bar{\varepsilon}} (1 - G(x)) dx + \frac{\eta_1}{r + \lambda + \eta_1} \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} \int_{\varepsilon_2^d}^{\bar{\varepsilon}} (1 - G(x)) dx$$

## Annexe B : Existence et unicité de l'équilibre

L'existence et l'unicité de l'équilibre en deuxième période ne pose pas de problème en notant que (A2) et (C2) définissent deux relations respectivement croissante et décroissante entre  $\varepsilon_2^c$  et  $\theta_2$ .

La difficulté en première période est que le système caractérisant  $\varepsilon_1$  et  $\theta_1$  s'écrit conditionnellement à la hiérarchie de  $\varepsilon_1$  et de  $\varepsilon_2^d$ . Il n'est pas évident *a priori* que système et condition soient cohérents.

Pour  $\varepsilon_1 < \varepsilon_2^d$ , le système s'écrit :

$$\begin{aligned} \frac{c}{m(\theta_1)} &= (1 - \gamma)\widehat{S}_1(\varepsilon_1) \\ p_1 + \sigma_1\varepsilon_1 - \tau &= z_1 + \frac{\gamma}{1 - \gamma}c\theta_1 - \lambda\widehat{S}_1(\varepsilon_1) + \eta_1f_2 \end{aligned}$$

On montre que la première équation définit une relation strictement décroissante entre  $\varepsilon_1$  et  $\theta_1$ ; le système admet une unique solution qu'on note  $(\widehat{\varepsilon}_1, \widehat{\theta}_1)$ . Cette solution est un équilibre du problème si et seulement si  $\widehat{\varepsilon}_1 \leq \varepsilon_2^d$ .

Pour  $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2^d$ , le système s'écrit :

$$\begin{aligned} \frac{c}{m(\theta_1)} &= (1 - \gamma)\widetilde{S}_1(\varepsilon_1) \\ p_1 + \sigma_1\varepsilon_1 - \tau &= z_1 + \frac{\gamma}{1 - \gamma}c\theta_1 - \lambda\widetilde{S}_1(\varepsilon_1) - \eta_1\frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2}(\varepsilon_1 - \varepsilon_2^d) + \eta_1f_2 \end{aligned}$$

Ce système admet de la même façon une solution unique  $(\widetilde{\varepsilon}_1, \widetilde{\theta}_1)$  qui est un équilibre du problème si et seulement si  $\widetilde{\varepsilon}_1 \geq \varepsilon_2^d$ .

Montrer l'existence et l'unicité de l'équilibre revient donc à montrer que, dans tous les cas et de façon exclusive, soit  $\widehat{\varepsilon}_1 \leq \varepsilon_2^d$ , soit  $\widetilde{\varepsilon}_1 \geq \varepsilon_2^d$ . Cela revient à montrer l'équivalence suivante :  $\widehat{\varepsilon}_1 < \varepsilon_2^d \Leftrightarrow \widetilde{\varepsilon}_1 > \varepsilon_2^d$ .

En substituant l'expression de  $\theta_1$  donnée par la première ligne des systèmes dans la seconde, on obtient les caractérisations suivante de  $\widehat{\varepsilon}_1$  et  $\widetilde{\varepsilon}_1$  :

$$p_1 + \sigma_1 \hat{\varepsilon}_1 - \tau - z_1 - \frac{\gamma}{1-\gamma} cK \left( \hat{S}_1(\hat{\varepsilon}_1) \right) + \lambda \hat{S}_1(\hat{\varepsilon}_1) - \eta_1 f_2 \equiv \hat{g}(\hat{\varepsilon}_1) = 0$$

et

$$p_1 + \sigma_1 \tilde{\varepsilon}_1 - \tau - z_1 - \frac{\gamma}{1-\gamma} cK \left( \tilde{S}_1(\tilde{\varepsilon}_1) \right) + \lambda \tilde{S}_1(\tilde{\varepsilon}_1) + \eta_1 \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} (\tilde{\varepsilon}_1 - \varepsilon_2^d) + \eta_1 f_2 \equiv \tilde{g}(\tilde{\varepsilon}_1) = 0$$

où  $K$  est la fonction strictement croissante qui à  $x$  associe  $m^{-1} \left( \frac{c}{(1-\gamma)x} \right)$ .

On vérifie que  $\hat{g}(\varepsilon_2^d) = \tilde{g}(\varepsilon_2^d)$  et que  $\hat{g}$  et  $\tilde{g}$  sont des fonctions croissantes. Cela permet de montrer l'équivalence recherchée. Supposons en effet que  $\hat{\varepsilon}_1 < \varepsilon_2^d$ . C'est équivalent à  $\hat{g}(\hat{\varepsilon}_1) < \hat{g}(\varepsilon_2^d)$ . Or  $\hat{g}(\hat{\varepsilon}_1) = 0$  et  $\hat{g}(\varepsilon_2^d) = \tilde{g}(\varepsilon_2^d)$  donc c'est équivalent à  $\tilde{g}(\varepsilon_2^d) > 0$ . Comme  $\tilde{g}(\tilde{\varepsilon}_1) = 0$  et  $\tilde{g}$  est strictement croissante, c'est équivalent à  $\tilde{\varepsilon}_1 > \varepsilon_2^d$ . On a donc bien :

$$\hat{\varepsilon}_1 < \varepsilon_2^d \Leftrightarrow \tilde{\varepsilon}_1 > \varepsilon_2^d$$

Le cas frontière est caractérisé par  $\hat{\varepsilon}_1 = \varepsilon_2^d = \tilde{\varepsilon}_1$ .

Finalement, l'équilibre existe et est unique ; selon les paramètres du modèle, il peut correspondre à  $\hat{\varepsilon}_1$  ou à  $\tilde{\varepsilon}_1$ .

## Annexe C : statique comparative de l'équilibre

Les effets de  $f_2$  sont approximés en différentiant le système composé de (C1), (D1), (A2), (C2) et (D2) par rapport à  $f_2$ .  $\tau$  reste supposé exogène.

On procède en deux étapes en utilisant la structure récursive du modèle et en différentiant d'abord (A2), (C2) et (D2). Après calculs, on obtient :

$$\begin{aligned}\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2} &= \frac{1}{\sigma_2 r + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_2^{1-\eta} (1 - G(\varepsilon_2^c))} \lambda G(\varepsilon_2^d) > 0 \\ \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2} &= -\frac{1}{\sigma_2} \frac{(r + \lambda + \eta_2)(r + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_2^{1-\eta} (1 - G(\varepsilon_2^c)))}{r + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_2^{1-\eta} (1 - G(\varepsilon_2^c))} < 0 \\ \frac{d\theta_2}{df_2} &= \frac{1}{\eta c r + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_2^{1-\eta} (1 - G(\varepsilon_2^c))} (1 - \gamma) \theta_2^{1-\eta} \lambda G(\varepsilon_2^d) (1 - G(\varepsilon_2^c)) > 0\end{aligned}$$

Les signes de ces expressions impliquent bien un plus faible taux de séparation et un plus faible taux de retour à l'emploi.

Il est intéressant de regarder les limites de ces expressions au moment de la mise en place de la contribution ( $\varepsilon_2^c = \varepsilon_2^d$ ) dans un marché caractérisé par une très faible mobilité entre emploi et chômage (à la limite,  $\theta_2 \rightarrow 0$  et  $\varepsilon_2^d \rightarrow 0$ ). Dans ces conditions :

$$\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2} \rightarrow 0, \quad \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2} \rightarrow -(r + \lambda + \eta_2), \quad \frac{d\theta_2}{df_2} \rightarrow 0$$

On constate que la faible mobilité qui caractérise le marché des travailleurs âgés en France au moment de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 tend à magnifier les effets de rétention ( $\frac{d\varepsilon_2^d}{df_2}$  est élevé en valeur absolue) et à minimiser les effets indirects préventifs ( $\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2}$  et  $\frac{d\theta_2}{df_2}$  sont faibles).

En première période, dans le cas  $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2^d$ , on obtient :

$$\begin{aligned}\frac{d\varepsilon_1}{df_2} &= \frac{(r + \lambda + \eta_1)(r + \lambda + \eta_2)}{(\sigma_1(r + \lambda + \eta_2) + \sigma_2 \eta_1) D} \eta_1 \lambda G(\varepsilon_2^d) > 0 \\ \frac{d\theta_1}{df_2} &= -\frac{(1 - \gamma) \theta_1^{1-\eta_1} (1 - G(\varepsilon_1))}{\eta c D} \eta_1 \lambda G(\varepsilon_2^d) < 0\end{aligned}$$

où  $D = (r + \lambda G(\varepsilon_1) + \eta_1 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta_1})(r + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_2^{1-\eta_2}(1 - G(\varepsilon_2^\varepsilon)))$ .

L'effet sur les créations d'emploi et les destructions d'emploi est défavorable. Proportionnel à  $\lambda G(\varepsilon_2^d)$ , il est d'autant plus faible que le taux de séparation en deuxième période est faible. Ce résultat confirme l'intuition que, dans le cas  $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2^d$  où les emplois sont "robustes au vieillissement", la hausse de la contribution Delalande n'a qu'un effet très indirect sur les salariés plus jeunes. Le surcoût qu'elle induit est en effet pondéré par la probabilité qu'un choc de productivité intervienne quand le salarié est âgé, et que ce choc soit suffisamment défavorable pour provoquer la séparation.

Dans le cas  $\varepsilon_1 < \varepsilon_2^d$ , on obtient :

$$\begin{aligned} \frac{d\varepsilon_1}{df_2} &= \frac{\eta_1}{\sigma_1} \frac{r + \lambda + \eta_1 - \left(\frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta} - \lambda\right) (1 - G(\varepsilon_2^d)) \Delta}{r + \lambda G(\varepsilon_1) + \eta_1 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta}} \\ \frac{d\theta_1}{df_2} &= - \frac{(1 - \gamma) \theta_1^{1-\eta}}{\eta c} \frac{\eta_1}{r + \lambda + \eta_1} * \\ &\quad \frac{(r + \lambda + \eta_1)(1 - G(\varepsilon_1)) + (1 - G(\varepsilon_2^d)) \left(r + \lambda + \eta_1 + G(\varepsilon_1) \frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta}\right) \Delta}{r + \lambda G(\varepsilon_1) + \eta_1 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta}} \end{aligned}$$

avec :

$$\Delta = \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2}$$

En notant que  $|\Delta| < 1$ , on vérifie que  $\frac{d\varepsilon_1}{df_2} > 0$ .

Il faut par ailleurs poser une condition sur  $|\Delta|$  pour que  $\frac{d\theta_1}{df_2} < 0$  : il faut que :

$$|\Delta| < \frac{(r + \lambda + \eta_1)(1 - G(\varepsilon_1))}{(1 - G(\varepsilon_2^d)) \left(r + \lambda + \eta_1 + G(\varepsilon_1) \frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta}\right)}$$

Le terme de gauche étant proche de 1 (et d'autant plus élevé que  $\varepsilon_1 < \varepsilon_2^d$ ), et  $|\Delta|$  étant strictement inférieur à 1, cette condition est vraisemblablement remplie. On vérifie que c'est le cas sur les simulations réalisées.

Pour parvenir à une approximation linéaire de l'effet de l'instauration de la contri-

bution Delalande, il faut tenir compte du fait que le montant de celle-ci est indexé sur les salaires, qui sont ici endogènes. On montre, après calculs, qu'à l'équilibre initial défini par les équations (D2) (ou de façon ici équivalente (A2)) et (C2) le niveau des allocations chômage dépend des paramètres du modèle de la façon suivante :

$$z_2 = \frac{b_2 \gamma}{1 - b_2} \frac{h_2^0 + r + s + \eta_2}{r + \lambda + \eta_2} E(\varepsilon - \varepsilon_2^d / \varepsilon > \varepsilon_2^d)$$

A partir de l'expression de  $\frac{d\varepsilon_2^d}{df_2}$  ci-dessus, et en posant  $df_2 = \alpha_f z_2$ , on en déduit :

$$ds_2 = -\lambda \gamma \alpha_f \frac{b_2}{1 - b_2} \frac{(r + \frac{\gamma}{\eta} h_2 + \eta_2 + s_2^0)(r + h_2^0 + \eta_2)}{\frac{\gamma}{\eta} h_2^0 + r + s_2^0 + \eta_2} g(\varepsilon_2^d) E(\varepsilon - \varepsilon_2^d / \varepsilon > \varepsilon_2^d)$$

Lorsque la condition d'Hosios est vérifiée ( $\gamma = \eta$ ), cette expression se simplifie en :

$$ds_2 = -\lambda \gamma \alpha_f \frac{b_2}{1 - b_2} (r + h_2^0 + \eta_2) g(\varepsilon_2^d) E(\varepsilon - \varepsilon_2^d / \varepsilon > \varepsilon_2^d)$$

# Chapitre 3

## Une évaluation par quasi-expériences de la contribution Delalande

### 1 Introduction

La clarification des effets contradictoires de la contribution Delalande dans le modèle d'appariement du chapitre précédent passe par la modélisation d'un effet direct (composé d'un effet de rétention et d'un effet d'anticipation des licenciements) et d'un effet indirect (restriction des embauches). La quantification de ces effets repose sur certains paramètres structurels qui n'ont pas de contrepartie empirique directe, ce qui conduit à procéder par étalonnage du modèle. On a vu comment une telle stratégie est sensible à certains paramètres clés, en particulier à la distribution des chocs idiosyncrasiques de productivité.

Une stratégie alternative consiste à essayer de mesurer directement ces deux effets, direct et indirect. Cela suppose de pouvoir éliminer les effets des cycles conjoncturels et de dispositifs concomitants de la politique de l'emploi. En particulier, l'effet indirect semble difficile à identifier, puisqu'il s'agit d'un effet de bouclage (potentiellement de second ordre, si on en croit les résultats quantitatifs du chapitre précédent) qui porte sur des taux de retour à l'emploi susceptibles de varier fortement avec la conjoncture.

La contribution Delalande est cependant particulièrement adaptée à l'identification des effets direct et indirect, grâce aux variations successives du dispositif. L'objectif suivi ici n'est donc pas une évaluation globale de l'effet de la contribution Delalande sur l'emploi, mais d'analyser ponctuellement et séparément effets direct et indirect en tirant parti de l'évolution du cadre législatif qui a conduit à modifier les avantages relatifs des différentes classes d'âge en termes d'embauche et de licenciement. En particulier, la réforme de 1992 de la contribution Delalande consistant à exclure de la mesure une partie de la population précédemment concernée (les salariés embauchés après 50 ans) introduit une discontinuité susceptible de favoriser l'identification des effets de la mesure sur les embauches.

Le chapitre procède en trois temps. On étend d'abord le modèle théorique afin de comparer les stratégies empiriques alternatives (section 2). La section 3 présente les résultats concernant l'effet indirect ; la section 4 présente l'effet direct.<sup>1</sup>

## 2 Extension du modèle théorique et approche empirique

Le modèle théorique du chapitre précédent étudie les effets du dispositif de 1987 dans un cadre d'équilibre du marché du travail. Son application statistique à l'étude de la contribution Delalande de 1987 à 2002 suppose un certain nombre d'extensions :

- la prise en compte des changements de barème successifs et des modulations de barème avec l'âge, qui constituent une source d'identification importante
- la dérivation de formes réduites pour l'analyse économétrique
- la prise en compte de l'hétérogénéité

L'objectif de cette section est d'effectuer les deux premières extensions. Le lien qu'on pourra faire entre le modèle théorique et les estimations empiriques n'est qu'imparfait : il aurait été plus fort si on avait tenté l'estimation structurelle du modèle du chapitre précédent. Mais les estimations structurelles de tels modèles d'équilibre du marché du travail sont rares et portent sur des cadres beaucoup plus simples ; cette approche n'a pas été retenue. Même imparfait, pourtant, ce lien n'est

---

<sup>1</sup>Ce chapitre reprend et complète les résultats d'un travail joint avec Bruno Crépon et Béatrice Sédillot (Behaghel et al., 2004).

pas sans intérêt d'un point de vue méthodologique. Il permet en particulier de souligner les hypothèses implicites sous-jacentes aux spécifications apparemment intuitives utilisées ensuite. Il montre aussi la fragilité d'estimations qui cherchent à se situer à mi-chemin entre une estimation structurelle et des analyses réduites comme les doubles différences.

Cette section procède en deux temps. On étend le modèle en temps discret de façon à prendre en compte les effets du profil du barème. On discute ensuite deux approches empiriques possibles.

## 2.1 Extension du modèle d'équilibre en temps discret

On reprend le cadre du modèle du chapitre 2. Ce modèle était en temps continu, ce qui permettait de gagner en lisibilité mais pose deux problèmes. D'abord, le modèle n'est pas immédiatement extensible aux barèmes postérieurs à 1992, qui supposent de distinguer des tranches d'âge fines. Ensuite, l'hypothèse de stationnarité sur des classes d'âge relativement longues (5 ans) ne permet pas de capturer finement certains effets de seuil, en particulier la possibilité de licenciements préventifs juste avant que le salarié n'atteigne l'âge d'une augmentation du barème.

On choisit donc de passer en temps discret, en indiquant par  $a$  l'âge (annuel). Le facteur d'actualisation  $\beta$  est à présent annuel également. Les autres notations restent inchangées.

Les équations valeur pour un emploi ancien (protégé) s'écrivent :

$$\begin{aligned} J_a(\varepsilon) &= y_a(\varepsilon) - w_a(\varepsilon) + \beta[\lambda \int \max(J_{a+1}(x), J^v - f_{a+1}) dG(x) \\ &\quad + (1 - \lambda) \max(J_{a+1}(\varepsilon), J^v - f_{a+1})] \\ W_a(\varepsilon) &= w_a(\varepsilon) + \beta[\lambda \int \max(W_{a+1}(x), U_{a+1}) dG(x) \\ &\quad + (1 - \lambda) \max(W_{a+1}(\varepsilon), U_{a+1})] \end{aligned}$$

On définit le surplus d'un emploi à l'âge  $a$  :

$$S_a(\varepsilon) = W_a(\varepsilon) + J_a(\varepsilon) - J^v - U_a + f_a$$

En tenant compte de la condition de libre-entrée et de l'équation valeur d'être au chômage, on déduit des trois expressions précédentes :

$$S_a(\varepsilon) = y_a(\varepsilon) - z_a - \beta \frac{\gamma}{1-\gamma} h\theta_a + (1-\beta)f_a - \beta(f_{a+1} - f_a) \\ + \beta(1-\lambda)[\max(S_{a+1}(\varepsilon), 0) + \overline{S_{a+1}}]$$

Le seuil de destruction à l'âge  $a$ ,  $\varepsilon_a^d$ , est caractérisé par  $S_a(\varepsilon_a^d) = 0$ . On suppose que la productivité décroît linéairement avec l'âge au taux  $\tau$  :  $y_a(\varepsilon) = \varepsilon - a\tau$ . Alors, en notant  $\Delta f_a \equiv f_{a+1} - f_a$  :

$$\varepsilon_a^d = a\tau + z_a + \beta \frac{\gamma}{1-\gamma} h\theta_a - (1-\beta)f_a + \beta\Delta f_a \\ + \beta(1-\lambda)[\max(S_{a+1}(\varepsilon), 0) + \overline{S_{a+1}}] \quad (\text{Da})$$

L'équation de création est obtenue à partir de l'équation valeur d'un emploi vacant et en utilisant la condition de libre-entrée, soit

$$\frac{h}{m(\theta_a)} = (1-\gamma)\overline{S_{a+1}^0} \quad (\text{Ca})$$

Dans ces expressions,  $\overline{S_{a+1}^0}$  et  $\overline{S_{a+1}}$  représentent les valeurs espérées des surplus futurs d'un emploi non protégé et protégé ; elles dépendent en particulier des seuils de licenciement  $\varepsilon_{a+l}^d$  futurs.

Les équations (Ca) et (Da) caractérisent les seuils  $\varepsilon_a^d$  et les tensions  $\theta_a$ . On note deux difficultés : la résolution doit se faire de façon récursive (en raisons des termes  $\overline{S_{a+1}^0}$  et  $\overline{S_{a+1}}$  qui dépendent des seuils futurs) ; et le système ne comporte pas de solution analytique.

Malgré leur complexité apparente, ces équations font bien apparaître deux composantes de l'effet direct. Le barème intervient en effet en niveau et en différence. Le premier effet (terme  $(1-\beta)f_a$ ) correspond à l'effet de rétention standard. Le deuxième effet (terme  $\beta\Delta f_{a+1}$ ) correspond à l'effet d'anticipation – par crainte du coût à payer demain, les entreprises licencient aujourd'hui.

On examine à présent les stratégies empiriques possibles à partir de ce modèle.

## 2.2 Deux approches empiriques

Un modèle aussi complexe ne se prête pas bien à une estimation structurelle. Il existe deux autres possibilités. La première consiste à simplifier fortement le modèle, au prix d'hypothèses à discuter, et d'estimer la spécification ainsi obtenue. La seconde consiste à isoler des prédictions partielles du modèle de référence, et de rechercher si certains épisodes ou "quasi-expériences" offrent des possibilités de test.

### 2.2.1 L'estimation d'un modèle simplifié

L'équation (Ca) peut être considérablement simplifiée au prix de deux hypothèses fortes :

- (H1) Absence d'incertitude :  $\lambda = 0$
- (H2) Surplus décroissant avec l'âge :  $\max(S_{a+1}^d(\varepsilon), 0) = 0$

On obtient alors l'équation simple du modèle présenté dans Behaghel et al. (2004) :

$$\varepsilon_a^d = a\tau + z_a + \beta \frac{\gamma}{1-\gamma} h\theta_a - (1-\beta)f_a + \beta\Delta f_a$$

L'absence d'incertitude jointe à un surplus décroissant a pour conséquence que le barème de la contribution aux âges plus élevés n'intervient plus que par  $f_{a+1}$ . Cela provient du fait que le travailleur marginal qui n'est pas licencié cette année sera licencié de façon certaine l'année prochaine. Les coûts ultérieurs de séparation ne sont donc plus pertinents.

Cette équation suggère d'estimer le modèle suivant, en notant  $c_{it}(a_{it}) \equiv f_a$  la taxe exigible pour le licenciement de l'individu  $i$  d'âge  $a_{it}$  à la date  $t$  et  $s_{it}$  l'indicatrice du fait d'être licencié :

$$\begin{aligned} E(s_{it}/a_{it}) &= \sum_{a=40}^{58} \alpha_a 1(a_{it} = a) + \gamma c_{it}(a_{it}) + \delta \Delta c_{it}(a_{it}) \\ &\quad + x_{it}\beta + \sum_{t_0=1983}^{2001} \lambda_{t_0} 1(t = t_0) \end{aligned}$$

Le terme  $x_{it}$  représente des caractéristiques à contrôler. Les paramètres  $\alpha_a$  correspondent aux termes  $a\tau + z_a$ , c'est-à-dire aux profils de productivité et d'indemnisation du chômage, en supposant que ces profils sont stables au cours du temps.

Le lien entre cette spécification et le modèle théorique n'est qu'imparfait. D'une part,  $\theta_a$ , non observé, est omis. Il est partiellement capté dans les indicatrices temporelles, selon les fluctuations de la conjoncture. Mais la tension du marché du travail est affectée, à l'équilibre, par les changements du barème. Ces variations endogènes ne sont pas prises en compte. Par ailleurs, on passe d'une spécification du seuil  $\varepsilon_a^d$  à un taux de licenciement  $E(s_{it}/a_{it})$  sans prendre en compte les effets du barème sur la distribution de  $\varepsilon$  (ce point est discuté au moment de l'estimation).

Au total, cette approche fournit une justification à l'introduction de la pente et du niveau du barème tout en donnant une indication quantitative sur le rapport des coefficients attendu ( $\frac{\gamma}{\delta} = -\frac{1-\beta}{\beta}$ , de l'ordre de  $-0,2$ ?). Mais c'est au prix d'hypothèses fortes difficilement justifiables. Il semble donc nécessaire de développer simultanément une approche plus robuste.

### 2.2.2 Le test d'implications partielles sur des "quasi-expériences"

L'implication la plus simple du modèle est que l'effet indirect est toujours défavorable aux chômeurs concernés par la taxe. Si les chômeurs de certaines tranches d'âge se voient exonérés de la contribution, leur taux relatif de retour à l'emploi doit s'améliorer par rapport aux chômeurs pour lesquels la contribution est maintenue. Cette "quasi-expérience" simple a lieu en 1992. Elle donne lieu au test de la section 3.

Les prédictions sur les taux de licenciement sont moins simples, du fait de l'interaction des effets potentiellement contradictoires des deux composantes de l'effet direct (effet de rétention et effet d'anticipation). Toutes choses égales par ailleurs, le taux de licenciement à l'âge  $a$  augmente quand (i) le barème est plus élevé à l'âge  $a$ ; (ii) le barème est moins croissant (ou plus décroissant) aux âges ultérieurs. Une "quasi-expérience" sera ici un changement où le barème est augmenté à un âge  $a$  et sa pente réduite aux âges ultérieurs : on pourra alors prédire sans ambiguïté une baisse des licenciements. C'est le cas de la réforme de 1998 pour les travailleurs de plus de 56 ans. Dans les entreprises de plus de 50 salariés, le barème est en effet

augmenté pour tous après 56 ans, et sa dégressivité est également augmentée.<sup>2</sup>

Ces deux quasi-expériences sont ponctuelles. Elles ne permettent pas d'estimer le modèle, mais simplement de tester une de ses prédictions à un moment donné. L'absence d'estimation des paramètres structurels du modèle interdit d'extrapoler les résultats. L'approche permet donc essentiellement de tester les hypothèses nulles de l'existence d'un effet indirect et de l'existence d'un effet direct. En contrepartie, ces tests sont cohérents avec un modèle complet, et robustes à des erreurs de spécification. Ils complètent donc l'approche par étalonnage et simulation du chapitre précédent, qui repose fortement sur la bonne spécification du modèle. Comme souvent, c'est bien d'un "faisceau d'éléments de preuve" qu'on peut attendre un éclairage utile.

On met donc à présent en oeuvre ces deux approches empiriques. Dans un premier temps, l'étude de l'effet indirect est uniquement fondée sur la quasi-expérience de 1992. Dans un second temps, l'étude de l'effet direct associe les deux approches.

### **3 L'effet indirect de la contribution Delalande sur les embauches**

#### **3.1 La méthode**

On examine, dans un premier temps, l'effet désincitatif de la contribution Delalande sur l'embauche des salariés âgés. On tire parti d'une spécificité importante du dispositif de 1992 : à partir de cette date, les chômeurs de plus de 50 ans qui retrouvent un emploi ne sont pas concernés par la contribution Delalande, ce qui signifie que l'employeur n'aura pas à payer la contribution s'il est conduit à les licencier par la suite. En revanche, une entreprise embauchant un salarié de 49 ans devra payer la contribution si elle souhaite se séparer dans le futur du salarié. Le dispositif de 1992 introduit ainsi une discontinuité dans le traitement des salariés selon qu'ils ont plus ou moins de 50 ans.

---

<sup>2</sup>Un autre avantage de cette "quasi-expérience" est que les salariés des entreprises de moins de 50 salariés ne sont pas affectés. Il y a là un groupe de contrôle qu'il conviendra bien sûr d'utiliser (voir section 4).

Le principe de l'analyse est celui de la "regression discontinuity" (Hahn, Van der Klauw and Todd, 2001 ; Batisttin et Ettore, 2003) : on compare les taux de retour à l'emploi des individus ayant juste plus de 50 ans et juste moins de 50 ans après instauration du dispositif, c'est-à-dire après 1992. Si l'on note la variable indicatrice de retour à l'emploi à la date  $t$  d'un salarié d'âge  $a$ , la démarche consiste à identifier l'existence d'un effet du dispositif par la quantité :

$$\Delta_{post}(\varepsilon) = E(s_{it}/a_{it} = 50 - \varepsilon, t \geq 1992) - E(s_{it}/a_{it} = 50 + \varepsilon, t \geq 1992)$$

Le terme  $\varepsilon$  correspond à la taille de la plage d'observation de part et d'autre de 50 ans. En théorie, il faudrait prendre une plage très faible de telle sorte que l'on dispose d'individus identiques, si ce n'est que certains sont concernés par le dispositif et d'autres non. En pratique, on est conduit à élargir la fenêtre pour obtenir des échantillons suffisants.

La fréquence des Enquêtes Emploi étant annuelle, il n'est pas possible de dater exactement les retours à l'emploi. En particulier, les individus ayant 49 ans révolus en mars de l'année  $t$  et qui retrouvent (ou non) un emploi avant mars  $t + 1$  peuvent l'avoir retrouvé à 49 ans ou à 50 ans. On résout ce problème en mettant de côté ces individus : on considère comme ayant moins de 50 ans les individus ayant moins de 49 ans en mars de l'année  $t$ , et comme ayant plus de 50 ans les individus ayant plus de 50 ans à cette date.<sup>3</sup> Pour évaluer la robustesse des estimations, on considère différentes "fenêtres" entourant l'âge de 50 ans. On compare d'abord les salariés âgés de 48 ans révolus avec les salariés âgés de 50 ans en  $t$  ; ils peuvent donc atteindre respectivement 49 ans et 51 ans en  $t + 1$ . On la note donc comme la fenêtre de 48-51 ans. Il s'agit là de la fenêtre la plus étroite que l'on puisse considérer ; elle ne comprend que peu d'individus, à peine une centaine par année. On retient également une fenêtre moyenne consistant à comparer les salariés âgés de 46 à 48 ans révolus avec ceux âgés de 50 à 52 ans (fenêtre de 46-53 ans). Enfin on considère une fenêtre large comparant les salariés âgés de 44 à 48 ans avec ceux âgés de 50 à 54 ans (fenêtre

---

<sup>3</sup>Une méthode alternative consiste à dater précisément les transitions au mois près en s'appuyant sur le calendrier mensuel d'activité, renseigné de façon rétrospective par les personnes enquêtées à partir de 1990. Les résultats sont très proches de ceux obtenus avec les transitions annuelles (voir annexe A).

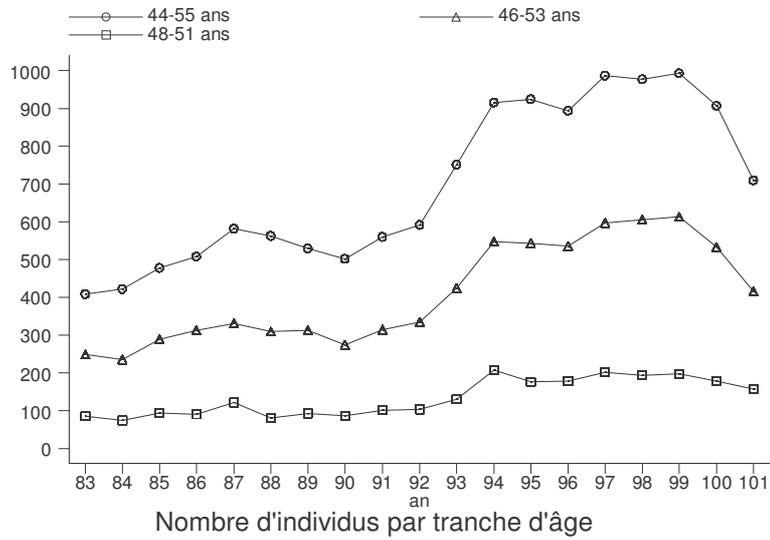


FIG. 3.1 – Taille des échantillons utilisés

de 44-55 ans). Ces fenêtres couvrent donc des plages d'âge de 1, 3 ou 5 ans de part et d'autres de 50 ans. Le nombre d'individus considérés est bien sûr croissant avec la taille de la fenêtre : peu élevé pour la fenêtre étroite, il devient assez important pour la fenêtre large. La figure 3.1 illustre les différentes tailles d'échantillon en donnant à la fois le nombre d'individus observés chaque année.<sup>4</sup>

La précision des résultats est croissante avec la taille de la fenêtre. *A contrario*, plus la fenêtre est large, moins la comparaison est fiable. Dans le cas de la fenêtre large, par exemple, il peut y avoir jusqu'à dix ans d'écart entre un individu traité et non traité. De nombreuses autres caractéristiques que le fait d'être concerné par le dispositif peuvent alors entrer en ligne de compte pour expliquer les décisions d'embauche.

On tient compte de cette difficulté de deux façons. On considère d'abord les comparaisons en différence de différence, ce qui signifie que l'on compare la différence entre taux de retour à l'emploi des salariés de plus et moins de 50 ans après le dispositif de 1992 avec cette même différence avant 1992. Cette opération a pour

<sup>4</sup>L'Enquête Emploi suit les mêmes individus jusqu'à trois années consécutives. Dans notre échantillon, un individu peut donc être observé pour deux transitions. Dans l'estimation, les vagues successives de l'Enquête Emploi sont simplement utilisées comme des coupes répétées, chacune donnant des estimateurs non biaisés des taux de retour à l'emploi ; mais il est nécessaire de corriger l'autocorrélation des résidus que la répétition des mêmes individus introduit.

but de retirer de l'effet mesuré par la simple différence précédente des différences permanentes entre les deux groupes d'individus. Dans l'idéal la différence entre les deux groupes avant le traitement doit être nulle ou tout au moins faible.

Une hypothèse importante de l'analyse en doubles différences est que les effets macroéconomiques liés à la conjoncture, et plus généralement tous les changements non contrôlés sont identiques dans les deux groupes. Cette hypothèse est discutée davantage en sous-section 3.2.3. Des changements dans les caractéristiques moyennes des deux groupes doivent être contrôlés dans la mesure où ils sont observés. On considère pour cela la régression précédente augmentée des caractéristiques observables des agents. Parmi ces caractéristiques, on introduit le secteur d'activité et la catégorie socioprofessionnelle de l'emploi précédent, la région, la taille de la commune, la situation familiale (nombre d'enfants) ainsi que le diplôme.

La régression considérée s'écrit ainsi :

$$E(s_{it}/t, a_{it}) = x_{it}b + \alpha_{post}\mathbf{1}(t \geq 1992) + \alpha_{\hat{a}g\acute{e}}\mathbf{1}(a_{it} < 50) \\ + \Delta^c(\varepsilon)\mathbf{1}((t \geq 1992) \& (a_{it} < 50))$$

Le paramètre  $\Delta^c(\varepsilon)$  s'interprète comme une différence de différence de taux de sortie du chômage "net de la structure de la population".

Le changement introduit par le dispositif Delalande de 1992 affecte à la fois les travailleurs de plus et moins de 50 ans. Les chômeurs de plus de 50 ans étaient concernés par l'effet indirect du dispositif entre 1987 et 1992 (dans la mesure où le profil des coûts de licenciement qui s'applique au plus de 55 ans affecte les décisions d'embauche dès 50 ans). L'exonération du dispositif améliore donc leur situation sur le marché du travail. Simultanément, le fait que pour un licenciement la contribution soit due dès 50 ans (au lieu de 55 ans) à partir de 1992 renforce l'effet indirect pour les chômeurs de moins de 50 ans, en rendant plus proche le risque pour l'entreprise d'un licenciement suivi du versement de la contribution. L'effet mesuré résulte donc simultanément de l'amélioration de la situation des chômeurs de plus de 50 ans et de la détérioration de celle des chômeurs de moins de 50 ans. Le paramètre  $\Delta^c(\varepsilon)$  est un paramètre local dont la nullité constitue un test d'absence d'effet du dispositif sur les décisions d'embauches.

On utilise les données des Enquêtes Emploi prises en coupes répétées sur la période 1983-2001. L'analyse des transitions est menée ici au niveau individuel contrairement aux travaux de Bommier, Magnac et Roger (2003) qui analysent les transitions par cellules formées selon le sexe, l'âge et la période.

Les Enquêtes Emploi permettent de suivre les situations d'activité d'un individu sur trois années successives et d'identifier les motifs de cessation d'activité. On attache un soin particulier à l'identification de ces situations de façon à déterminer si elles sont concernées par le dispositif Delalande. Ce dispositif s'applique en effet aux salariés employés dans le secteur marchand en CDI. La réforme des Enquêtes Emploi en 1990 a nécessité de redéfinir la notion d'emploi relevant de la contribution Delalande. Pour les années antérieures à 1990, on retient comme emploi relevant de la contribution Delalande les emplois salariés pour lesquels la variable statut prend les modalités comprises entre 26 et 29. Cette modalité comprend donc tous les salariés du privé hors intérimaire (21), apprenti sous contrat (22), stagiaire (23), saisonnier (24), autre salarié sous contrat à durée déterminé (25). A partir de 1990, les emplois retenus incluent les emplois en CDI du privé (statut=24) et les contrats aidés dans le secteur marchand du type CRE ou CIE (statut=30 et pub=5 et stage=22).

## 3.2 Les résultats

### 3.2.1 Les transitions du chômage vers l'emploi

Les graphiques suivants montrent pour les hommes et les femmes les taux annuels de retour à l'emploi en CDI, nets et bruts, pour les périodes correspondant aux dispositifs Delalande successifs.

La figure 3.2 montre l'amélioration des chances de retour à l'emploi des chômeurs de plus de 50 ans, une fois exonérés de la contribution Delalande en 1992, par rapport aux chômeurs de moins de 50 ans. C'est le résultat attendu. Néanmoins, cette amélioration se fait à partir d'une situation où les chômeurs de plus de 50 ans avaient un taux de retour à l'emploi plus faible que les plus jeunes.<sup>5</sup> Des taux identiques au départ suivis de l'apparition d'une différence auraient été plus conformes à l'approche

---

<sup>5</sup>La dégradation des chances de retrouver un emploi pour les chômeurs de plus de 50 ans apparaît nettement dès les années 1970 dans l'Enquête Emploi (voir chapitre 1 et Fougère et Kamionka, 1992). C'est cette différence qui disparaît après 1992.

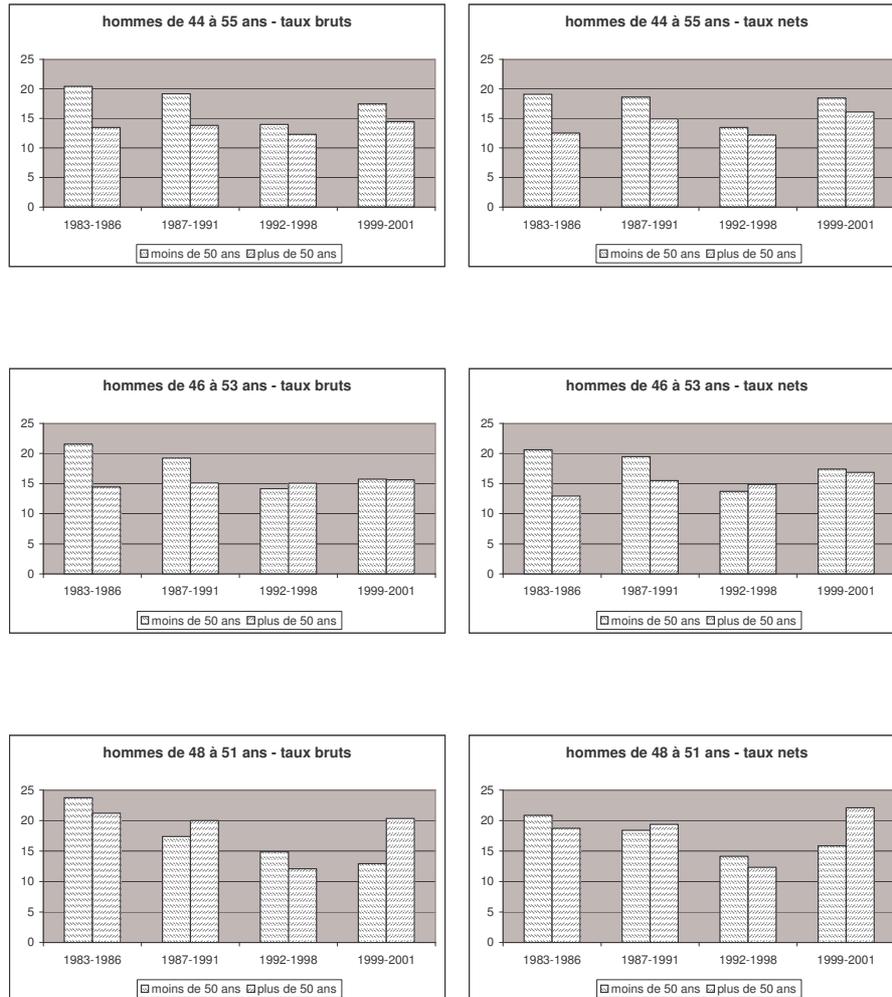


FIG. 3.2 – Transitions du chômage vers l'emploi (CDI) par groupes d'âge et par période - Hommes (taux annuels en %)

de “regression discontinuity”.

Ce résultat est particulièrement net pour la fenêtre de 46-53 ans, où la différence des taux de retour à l’emploi, forte initialement, disparaît totalement après 1992. Il semble vérifié, dans une moindre mesure, pour la fenêtre la plus large. En revanche, les évolutions sont plus erratiques pour la fenêtre la plus étroite. Le résultat ne dépend pas non plus fortement du fait de considérer des taux nets<sup>6</sup> ou bruts.

Les mêmes graphiques pour les femmes montrent des évolutions moins nettes des taux de retour en emploi CDI des plus et des moins de 50 ans (figure 3.3). Antérieurement au dispositif, le taux de retour à l’emploi en CDI des moins de 50 ans est généralement plus élevé. On observe une légère réduction de l’écart après l’introduction du dispositif de 1992 mais celui-ci se creuse de nouveau fortement sur la période 1999-2001. En revanche, les résultats obtenus ne dépendent que très peu, une fois encore, de l’introduction de variables de contrôle.

### 3.2.2 Estimation de l’effet par la méthode des “différences de différences”

Les tableaux 1 et 2 reportent les mêmes résultats en donnant des écart-types qui permettent de juger si les différences observées entre catégories de demandeurs d’emploi sont statistiquement significatives. Les tableaux se présentent en deux parties droite et gauche. La partie gauche reporte les résultats portant sur des comparaisons brutes, celle de droite ceux obtenus lorsque l’on corrige des caractéristiques observables des agents. Chaque partie comprend trois colonnes correspondant aux différentes fenêtres considérées : étroite, moyenne, large. Les quatre premières lignes présentent les taux de retour à l’emploi en CDI pour les chômeurs de moins et plus de 50 ans avant 1992, puis après 1992.

---

<sup>6</sup>C’es-à-dire qui contrôlent les caractéristiques observées des travailleurs.

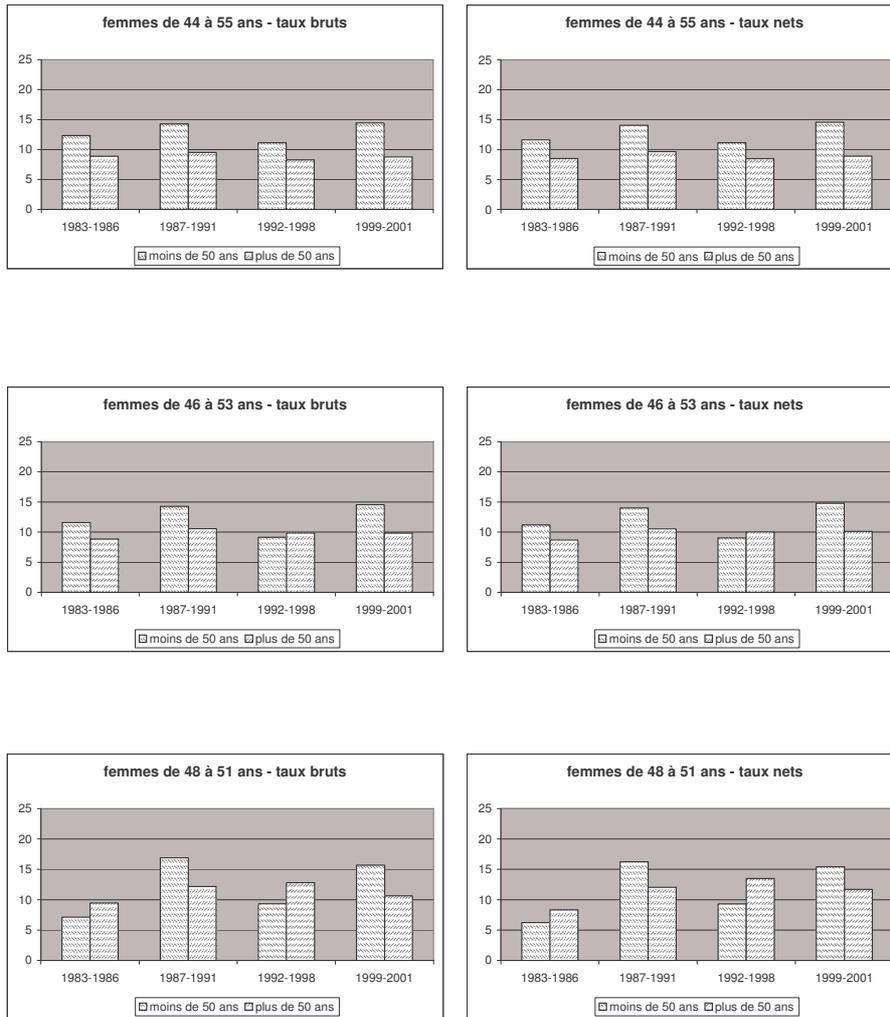


FIG. 3.3 – Transitions du chômage vers l'emploi (CDI) par groupe d'âge et par période - Femmes (taux annuels en %)

	Sans contrôles			Avec contrôles		
	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans
Avant 1992, <50 ans	20,0 2,9	20,3 1,7	19,7 1,3	19,4 2,8	20,0 1,7	18,8 1,2
Avant 1992, >50 ans	20,5 2,9	14,9 1,4	13,7 1,0	19,1 2,7	14,5 1,4	13,9 1,0
Après 1992, <50 ans	14,3 1,7	14,6 1,0	14,9 0,8	14,6 1,7	14,7 1,0	14,8 0,8
Après 1992, >50 ans	14,6 1,8	15,2 1,1	13,0 0,8	15,3 1,8	15,5 1,1	13,4 0,8
Avant 1992, différence - 50/+50	-0,5 4,1	5,4 2,2	6,0 1,6	0,3 3,9	5,5 2,1	4,9 1,6
Après 1992, différence - 50/+50	-0,3 2,5	-0,7 1,5	2,0 1,1	-0,6 2,5	-0,8 1,5	1,4 1,1
Différence de différence	0,2 4,7	-6,1 2,7	-4,1 2,0	-0,9 4,6	-6,3 2,6	-3,5 1,9
Nombre d'observations	1 211	3 661	6 179	1 211	3 661	6 179

Note : Estimation de doubles différences par étape. Le premier chiffre correspond à l'estimateur (de la moyenne ou de la différence) ; l'écart-type figure dessous, en petit. Les variables de contrôle introduites sous forme d'indicatrices sont : l'ancienneté dans le chômage, le secteur d'activité, la catégorie socio-professionnelle de l'emploi précédent, la taille de la commune, la région, la situation familiale ainsi que le diplôme. Les écart-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus.

TAB. 1 : Différences de différences - hommes (taux de transition annuels en %)

	Sans contrôles			Avec contrôles		
	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans
Avant 1992, <50 ans	13,2 2,3	13,3 1,3	13,6 1,0	12,4 2,3	13,0 1,3	13,2 1,0
Avant 1992, >50 ans	11,0 2,2	9,8 1,2	9,3 0,9	10,4 2,2	9,7 1,2	9,2 0,9
Après 1992, <50 ans	11,3 1,4	10,7 0,8	12,1 0,6	11,3 1,5	10,7 0,8	12,2 0,6
Après 1992, >50 ans	12,1 1,6	9,9 0,9	8,5 0,6	12,9 1,6	10,1 0,9	8,6 0,7
Avant 1992, différence - 50/+50	2,2 3,1	3,4 1,7	4,3 1,3	2,1 3,2	3,3 1,7	4,0 1,3
Après 1992, différence - 50/+50	-0,8 2,2	0,9 1,2	3,6 0,9	-1,6 2,2	0,7 1,2	3,5 1,0
Différence de différence	-3,0 3,8	-2,6 2,1	-0,7 1,6	-3,7 3,8	-2,6 2,1	-0,5 1,6
Nombre d'observations	1 337	4 114	7 016	1 337	4 114	7 016

Note : Estimation de doubles différences par étape. Le premier chiffre correspond à l'estimateur (de la moyenne ou de la différence) ; l'écart-type figure dessous, en petit. Les variables de contrôle introduites sous forme d'indicatrices sont : l'ancienneté dans le chômage, le secteur d'activité, la catégorie socio-professionnelle de l'emploi précédent, la taille de la commune, la région, la situation familiale ainsi que le diplôme. Les écart-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus.

TAB. 2 : Différences de différences - Femmes (taux de transition annuels en %)

On constate que le taux annuel de retour à l'emploi des hommes de 48 ans, avant 1992, était de 20% en moyenne, quantité estimée de façon peu précise comme en témoigne l'écart-type (2,9%). Le taux de retour à l'emploi des plus de 50 ans

s'élève alors à 20,5% et est lui aussi peu précisément estimé. Cette imprécision tient largement à la taille de l'échantillon mobilisé (1211 individus-années). Introduire des variables de contrôle ne change les ordres de grandeur ni des paramètres, ni des écart-types. C'est cette imprécision qui motive le choix de fenêtres plus larges. Cela conduit à comparer des individus moins proches, mais à gagner en précision statistique. L'élargissement conduit au résultat attendu : les taux bruts ou nets estimés sont beaucoup plus précis

Les cinquième et sixième lignes présentent les différences entre les taux de retour à l'emploi des plus et des moins de 50 ans, avant et après 1992. Avant 1992, le taux de retour à l'emploi des moins de 50 ans est généralement plus élevé que celui des plus de 50 ans (différence de 5,4 points pour la fenêtre 46-53 ans). On constate que les écart-types sont beaucoup plus importants que pour les estimations des taux eux-mêmes, ce qui provient du fait que (pour les taux bruts) les estimateurs sont indépendants et que de ce fait la variance de leur différence est la somme des variances. L'imprécision est très sensible pour la fenêtre étroite si bien que la différence entre les taux n'est pas statistiquement significative. Dans les échantillons plus larges (pour les deux autres fenêtres), on voit apparaître un écart positif et significatif entre les taux de retour à l'emploi des chômeurs de plus et moins de 50 ans, avant 1992. Ce résultat n'est pas totalement satisfaisant pour notre analyse dans la mesure où le choix des fenêtres d'observation était motivé par le fait que les deux catégories d'individus devaient être très proches.

Les différences de taux de retour à l'emploi s'inversent ou s'atténuent après 1992, et restent plus sensibles au choix de la fenêtre.

La dernière ligne du tableau présente les résultats en différence de différence, c'est-à-dire compare la façon dont les écarts de taux de retour à l'emploi des chômeurs de plus et moins de 50 ans ont évolué entre les périodes antérieures et postérieures à 1992. La fenêtre de 46-53 ans est un bon compromis entre taille et comparabilité des échantillons. Selon cet estimateur, le taux relatif de retour à l'emploi se serait dégradé pour les moins de 50 ans de 6,1 points (6,3 points après contrôle des effets de structure). Cet effet est statistiquement différent de 0, et il est d'une ampleur conséquente. Il convient néanmoins de noter que l'effet n'apparaît pas sur une petite fenêtre d'âge, peut-être en raison d'échantillons trop petits (les écart-

types sont plus élevés), et apparaît atténué et à la limite de la significativité si on considère la fenêtre d'âges élargie.<sup>7</sup>

Un problème qui se pose est lié à la présence d'hétérogénéité inobservée. L'analyse en doubles différences permet d'identifier l'effet de la contribution Delalande sous réserve que la structure d'hétérogénéité soit stable ou évolue de manière similaire dans les deux groupes d'âge considérés (plus ou moins de 50 ans). La difficulté vient de ce que cette structure d'hétérogénéité inobservée est endogène, et est affectée par la réforme de 1992.

Supposons en effet pour simplifier qu'il y ait deux types d'individus – les uns avec de fortes chances de retrouver un emploi (les “movers”), par exemple parce qu'ils sont plus productifs, et d'autres avec de faibles chances de retrouver un emploi (les “stayers”). L'objectif de l'analyse est d'analyser l'évolution des taux relatifs de retour à l'emploi selon l'âge à proportion de “stayers” stables. Comment évolue cette proportion en 1992 ? A partir de 1992, l'effet direct se renforce, ce qui implique qu'on licencie moins de travailleurs de plus de 50 ans ; on peut donc penser que les travailleurs licenciés après 1992 sont particulièrement peu productifs et ont donc de faibles chances de retrouver un emploi. La proportion relative de “stayers” parmi les chômeurs de plus de 50 ans augmente donc après 1992. Par ailleurs, l'effet indirect implique qu'on embauche moins de chômeurs de moins de 50 ans et plus de chômeurs de plus de 50 ans. Comme les embauches concernent d'abord les “movers”, il en résulte que la proportion de “stayers” augmente chez les plus de 50 ans et diminue chez les moins de 50 ans.

En conséquence, la réforme du dispositif en 1992 a pour effet probable d'augmenter la proportion relative de “movers” parmi les chômeurs de moins de 50 ans par rapport aux chômeurs de plus de 50 ans. Une fois pris en compte cet effet de composition, le taux relatif de retour à l'emploi des chômeurs de moins de 50 ans devrait donc diminuer davantage. Notre estimation en doubles différences, en ne contrôlant pas ce changement (inobservé) de composition minimise donc l'effet indirect. Cela renforce donc les résultats obtenus qui mettent en évidence, chez les hommes, un fort effet indirect.

---

<sup>7</sup>Ces résultats sont robustes au choix de la forme fonctionnelle, comme on l'a vérifié avec des spécifications probit et logit, qui ne sont pas reportées ici.

### 3.2.3 Analyse temporelle

L'analyse menée jusqu'à présent porte sur une période longue mobilisant des informations allant de 1983 à 2002. Cela permet de disposer d'échantillons suffisants. Mais cette longue période a surtout l'avantage de couvrir, de part et d'autre de la date charnière de 1992, deux cycles d'activité complets comprenant chacun une phase de ralentissement et une phase d'expansion. C'est la meilleure façon que l'on ait de limiter l'impact éventuel de la conjoncture sur les résultats. Le choix d'une phase particulière du cycle affecterait en effet les résultats si la demande de travail par âge (plus ou moins de 50 ans) dépendait intrinsèquement de la conjoncture, c'est-à-dire si l'une des deux catégories de travail s'ajustait plus facilement que l'autre aux fluctuations de l'activité.<sup>8</sup>

Il n'en reste pas moins intéressant de vérifier la sensibilité des résultats à ce choix : sont-ils modifiés par la prise en compte d'une période "avant réforme" plus courte, et apparaissent-ils rapidement après 1992 ? Pour aborder cette question, on réplique le modèle statistique précédent en faisant évoluer la durée de la période d'observation après basculement. La période postérieure à la réforme de 1992 peut ainsi s'étendre sur 1992, 1992-93, . . . , 1992-2001. Le paramètre d'intérêt demeure le même : l'estimateur de la double différence (net des effets de composition). Il s'interprète toujours comme la dégradation relative du retour à l'emploi des moins de 50 ans. On introduit également des variables indicatrices annuelles. On examine deux variantes de cette régression. L'une mobilise toutes les informations antérieures, c'est-à-dire depuis 1983, l'autre mobilise les seules informations postérieures à 1987.<sup>9</sup>

Les résultats sont présentés dans le tableau 3. On présente le cas des hommes pour la classe d'âge intermédiaire (46-53 ans) dans la mesure où c'est pour eux que le changement le plus net apparaît sur longue période. Le tableau comprend deux parties gauche et droite présentant les résultats correspondant aux deux périodes "avant réforme" considérées (1983-1991 et 1987-1991). Les coefficients de la double

---

<sup>8</sup>Les travaux d'Aubert et Crépon (2004) suggèrent que tel est le cas. Voir chapitre 1.

<sup>9</sup>Il n'est pas certain *a priori* que la deuxième mesure, plus concentrée autour de la période d'introduction du dispositif, soit la plus adaptée. En effet nos données font intervenir des informations sur deux cycles : l'un antérieur à la mesure et l'autre postérieur à la mesure. Etant donné le caractère cyclique de la demande de travail, il n'est pas certain que se restreindre à la période haute du cycle antérieure à l'introduction du dispositif soit la meilleure façon de mesurer les différences permanentes entre les plus et moins de 50 ans.

différence sont présentés dans chacune des lignes, avec l'écart-type en dessous.

Période « après réforme »	Période « avant réforme »	
	1983-1991	1987-1991
1992	-7.6	-7.0
	6.7	6.9
1992-1993	-5.3	-4.8
	4.3	4.7
1992-94	-6.4	-5.1
	3.6	4.0
1992-95	-8.2	-6.8
	3.2	3.7
1992-96	-8.2	-6.8
	3.0	3.5
1992-97	-7.3	-6.2
	2.8	3.4
1992-98	-6.8	-5.6
	2.7	3.3
1992-99	-6.1	-4.9
	2.6	3.2
1992-00	-6.6	-5.3
	2.6	3.2
1992-01	-6.3	-5.0
	2.6	3.1
Nombre d'observations	3661	3129

Note : Chaque case reporte l'estimateur de doubles différences et correspond à l'évolution relative du taux annuel de retour en CDI des moins de 50 ans par rapport aux plus de 50 ans (l'unité est le point de pourcentage, et les écarts-types figurent en petit en dessous) dans un modèle de probabilité linéaire. La période « avant » court de 1983 à juin 1992 (partie gauche) ou de 1987 à 1992 (partie droite). La période « après » varie selon ce qui est indiqué à chaque ligne. Chaque régression inclut le jeu complet de variables de contrôle défini au tableau 2. Les écart-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus.

TAB. 3 : Analyse temporelle - Hommes (46-53 ans)

Ce tableau révèle plusieurs informations. Tout d'abord, on constate que les écart-types des coefficients estimés se réduisent dès que l'on prend en compte de nouvelles années pour mesurer l'effet de l'introduction du dispositif. Lorsque l'on considère la période "avant réforme" 1983-1991, l'effet est très sensible : les écart-types sont divisés par presque trois entre la première et la dernière ligne du tableau. Par ailleurs, on constate que l'effet mesuré n'est pas constant. Les coefficients progressent en début de période et l'effet est d'ampleur maximal et statistiquement significatif en 1995.

Un autre enseignement du tableau consiste à comparer la valeur finale (1992-2001) avec celle obtenue dans l'analyse en différence de différence. Cette comparaison permet de juger de l'effet de la prise en compte des variables indicatrices temporelles dans la régression, c'est-à-dire de la prise en compte du cycle conjoncturel. On

observe que les résultats sont identiques :  $-6.3$  points pour la fenêtre considérée. Enfin la comparaison entre les parties droite et gauche du tableau montre que les résultats sont du même ordre mais nettement moins significatifs quand la période avant réforme est plus courte.

### 3.2.4 Séparer les effets de la contribution Delalande des autres mesures de politique publique

La contribution Delalande n'a pas été la seule mesure de politique introduite sur la période et s'appliquant de façon différenciée aux travailleurs de plus et moins de 50 ans. Parmi les autres mesures figurent les Contrats de retour à l'emploi (CRE, introduits en 1989 et réellement développés à partir de 1990) et les Contrats initiative emploi (CIE, prenant la suite des CRE en 1995). Dès 1990 et à l'exception d'une courte période au début des CIE (juil. 1995-sept. 1996), ces contrats aidés du secteur privé ciblent particulièrement les chômeurs de plus de 50 ans, en offrant des aides (exonérations de charges patronales, aide forfaitaire) spécialement attractives (voir tableau récapitulatif des dispositifs en annexe B du chapitre 1). Par ailleurs, alors que les CRE sont initialement réservés aux chômeurs de longue durée (plus d'un an de chômage), ils sont étendus en 1992 à tous les chômeurs âgés de plus de 50 ans à partir de 3 mois de chômage. Les CIE conservent le même principe. Cet élargissement de la mesure est concomitant à l'exonération de contribution Delalande pour les plus de 50 ans. Notre analyse sur longue période peut donc capturer, outre l'effet de la contribution Delalande, un effet des contrats aidés (CRE et CIE).

La figure 3.4 donne le taux d'entrée en emploi aidé : ce taux a été calculé en rapportant le nombre total de nouveaux contrats signés, issu de sources administratives, au nombre de chômeurs présents dans les différentes classes d'âge selon l'Enquête Emploi. Ce taux est comparé au taux de retour à l'emploi des chômeurs, tout type de contrat (du privé) confondus. *A priori*, il aurait été préférable de mesurer les entrées en contrat aidé à partir de l'Enquête Emploi mais la variable "stage", supposée identifier les CRE/CIE est très mal renseignée par les individus qui identifient vraisemblablement mal la mesure.<sup>10</sup> On constate que les contrats aidés représentent

<sup>10</sup>Les CRE et CIE constituent essentiellement une mesure d'abaissement de charges, perceptible pour l'employeur mais non pour l'employé. L'Enquête Emploi en identifie moins de 70 entre 1990 et 2001 dans la classe d'âge 45-54 ans, soit environ 2 000 pour la population totale, en tenant

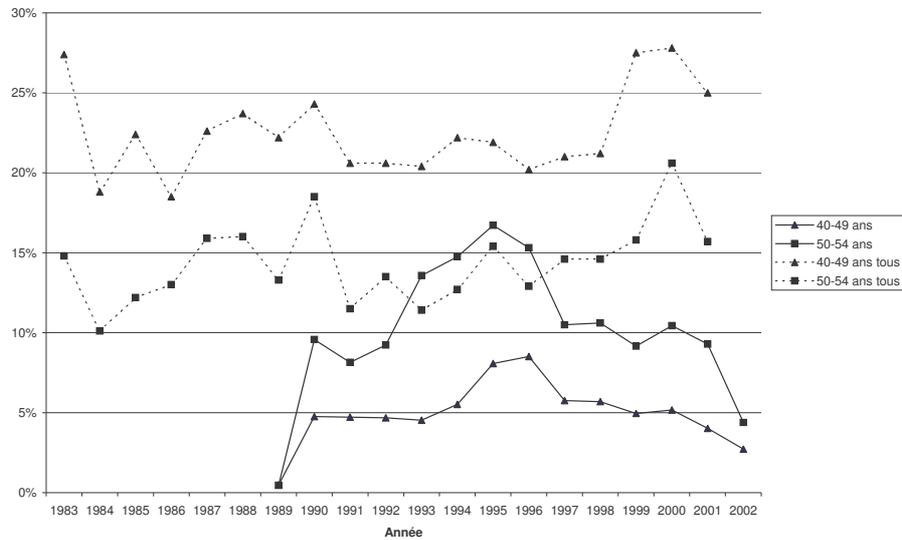


FIG. 3.4 – Taux de transition du chômage en contrats aidés du secteur marchand (CRE/CIE) et tout type de contrats confondus

une fraction très conséquente des retours à l'emploi privé pour les chômeurs de plus de 50 ans même si le dénominateur est mesuré avec erreur.<sup>11</sup> Cette figure montre qu'il n'est pas possible d'ignorer l'effet des contrats aidés sur les chances de retour à l'emploi des chômeurs de plus et moins de 50 ans.

Cependant, il est possible que ces nombreux emplois aidés correspondent pour partie à des effets d'aubaine et que les décisions des entreprises soient prises en fonction d'autres critères, en particulier en fonction de la contribution Delalande. Pour vérifier que les résultats en double différence mesurent bien l'effet de la contribution Delalande et non l'effet des CRE et des CIE, on introduit dans la régression des variables supplémentaires visant à tirer parti des variations des dispositifs CRE et CIE au fil du temps et selon l'ancienneté des chômeurs. Pour cela, on résume les

compte d'un taux de sondage de 300 en moyenne dans l'Enquête Emploi : c'est très inférieur aux chiffres disponibles par ailleurs.

<sup>11</sup>Les personnes éligibles aux CRE-CIE ne comprennent pas uniquement les chômeurs mais aussi les titulaires de minima sociaux (RMI, AAH notamment). Ces personnes sont mal identifiées dans l'Enquête Emploi, certains se déclarant chômeurs et d'autres inactifs. Le stock de chômeurs issu de l'Enquête Emploi sous-estime donc le public potentiellement éligible, ce qui explique que certaines années (1993-96) les taux de retour en contrats aidés apparaissent plus élevés que les taux de retour tous contrats confondus pour les chômeurs de 50-54 ans.

évolutions des contrats aidés (voir chapitre 1, annexe B) en distinguant deux niveaux d'aides. Un premier niveau comporte principalement une exonération provisoire de charges patronales ; schématiquement, il s'applique aux chômeurs de longue durée de moins de 50 ans ainsi qu'aux chômeurs de courte durée de plus de 50 ans, sauf en 1995 et 1996. Un second niveau, plus généreux, comporte en outre des primes (prime à l'embauche ou prime mensuelle) : il s'applique à des publics "cibles", qui recouvrent principalement les chômeurs de longue durée au-delà de 50 ans, et les chômeurs de très longue durée (plus de trois ans d'ancienneté dans le chômage). En 1995-96, à la mise en place des CIE, le deuxième niveau d'aide est généralisé à tous. On ajoute donc dans les régressions précédentes des variables muettes correspondant, sur toute la période, aux conditions d'éligibilité d'un individu aux deux niveaux de traitement, des indicatrices de périodes correspondant à des changements dans les niveaux de traitement (post 90 pour le traitement fort ; 1990-1994 et 1997-2001 pour le traitement faible) et des variables résultant de leur interaction (niveau d'éligibilité\* période d'application). Les coefficients de ces variables croisées capturent un effet spécifique aux périodes d'activation des mesures CRE et CIE qui serait imputé à tort au Delalande.

	Hommes			Femmes		
	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans
<b>Delalande</b>	-1,5	-7,5	-3,5	-6,5	-2,7	-0,7
	4,8	2,9	2,2	4,3	2,4	1,7
<b>CRE/CIE (traitement faible)</b>	-4,1	-8,1	-7,0	-1,3	-1,4	0,4
	10,9	5,6	4,4	7,8	4,8	3,7
<b>CRE/CIE (traitement fort)</b>	-5,3	-7,1	-2,9	-3,3	-0,4	1,5
	9,9	5,2	4,1	7,2	4,5	3,5

TAB. 4 : Prise en compte des périodes d'activation des contrats aidés

Les résultats sont présentés par sexe et pour les différentes fenêtres d'âges dans le tableau 4. Le coefficient des doubles différences (indiqué par "Delalande") est robuste à l'introduction de l'éligibilité aux CRE/CIE dans l'analyse. Les premiers résultats présentés ne masquaient donc pas un effet des contrats aidés.<sup>12</sup> L'effet indirect semble même paradoxalement augmenter. Cependant, ce changement n'est pas statistiquement significatif et il disparaît lorsqu'on étend la population étudiée

<sup>12</sup>Diverses régressions complémentaires ont été entreprises pour vérifier la robustesse de ces résultats : inclusion de variables muettes annuelles, affinement des niveaux de traitement CRE/CIE (variables muettes distinctes par sous-période). Les résultats sont qualitativement inchangés.

pour contrôler l'effet des contrats aidés.<sup>13</sup>

Les coefficients des mesures CRE-CIE sont négatifs (et non positifs comme on l'attendrait d'un dispositif d'incitation à l'embauche), mais très peu précisément estimés et non significativement différents de 0. Ces coefficients ne constituent pas une estimation efficace de l'effet des CRE et CIE puisque le principe de notre analyse est basé sur la comparaison de populations très étroites (ici, la population éligible aux CRE-CIE et une catégorie de référence composée des chômeurs de courte durée). Ce n'est pas le type d'étude qu'il faudrait mener pour analyser spécifiquement les effets des contrats aidés.

### 3.2.5 Séparer l'effet sur les plus de 50 ans de celui sur les moins de 50 ans

On peut vouloir séparer dans l'effet global mis en évidence l'effet sur les chômeurs de plus de 50 ans, en théorie positif puisque correspondant à l'exonération de la contribution Delalande de celui sur les chômeurs de moins de 50 ans, en théorie négatif puisque correspondant à un alourdissement du dispositif.

Pour prendre en compte d'éventuelles modifications des taux de retour à l'emploi au fil du temps, on peut comparer les évolutions observées à celle d'une population de référence qui n'a pas été affectée par la contribution Delalande mais qui a subi les mêmes évolutions de long terme. A titre d'exemple, on considère la population de 27-39 ans (on retient 27 ans car la plupart des dispositifs d'aide à l'emploi des jeunes ont 26 ans pour limite d'âge). Ce groupe de contrôle est très imparfait, ne serait-ce que parce que la conjoncture et les politiques du marché du travail affecte très différemment le taux de retour à l'emploi des salariés d'âge médian et des salariés plus âgés. L'approche est très différente de l'analyse précédente qui cherchait à comparer des salariés aux caractéristiques aussi proches que possible. La spécification estimée ici est la suivante :<sup>14</sup>

---

<sup>13</sup>Voir par exemple le tableau 5.

<sup>14</sup>On prend pour référence le groupe de 27-39 ans et comme groupes d'intérêt les chômeurs dont l'âge est compris entre  $50 - \varepsilon$  et 50, d'une part, et 50 et  $50 + \varepsilon$  d'autre part, où  $\varepsilon$  correspond à l'amplitude des différentes fourchettes d'âge autour de 50 ans (respectivement : 1, 3 ou 5 ans).

$$\begin{aligned}
E(s_{it}/t, a_{it}, x_{it}) &= x_{it}b + \sum_{t=1983}^{2001} \alpha_{\tau} \mathbf{1}(t = \tau) \\
&+ \alpha_m \mathbf{1}(50 - \varepsilon < a_{it} < 50) + \alpha_p \mathbf{1}(50 < a_{it} < 50 + \varepsilon) \\
&+ \beta_m \mathbf{1}((50 - \varepsilon < a_{it} < 50) \&(t \geq 1992)) \\
&+ \beta_p \mathbf{1}((50 < a_{it} < 50 + \varepsilon) \&(t \geq 1992))
\end{aligned}$$

Les résultats sont présentés dans le tableau 5. Le tableau comprend trois colonnes correspondant aux différentes fenêtres d'âge. Chaque haut de colonne comporte trois coefficients (avec leurs écarts-types en dessous) : le dernier correspond à l'effet en double différence, les deux premiers décomposent cette différence en donnant l'effet sur chacune des catégories "plus de 50 ans" et "moins de 50 ans", c'est-à-dire les coefficients  $\beta_p$  et  $\beta_m$ .

	Hommes			Femmes		
	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans
<b>Effet sur les moins de 50 ans</b>	0.1	-0.6	0.1	-0.6	-0.5	0.7
	3.3	2.1	1.7	2.8	1.6	1.3
<b>Effet sur les plus de 50 ans</b>	0.4	5.6	3.1	4.4	2.4	2.0
	3.4	1.9	1.6	2.8	1.6	1.3
<b>Différence (effet relatif)</b>	-0.3	-6.3	-3.0	-4.9	-2.9	-1.3
	4.6	2.6	2.0	3.9	2.2	1.6
<b>CRE/CIE (traitement faible)</b>	-0.2	-1.2	-2.0	-1.6	-1.7	-1.4
	2.7	2.5	2.3	2.0	1.9	1.8
<b>CRE/CIE (traitement fort)</b>	-1.2	-2.0	-0.9	-1.1	1.0	-0.6
	2.5	2.3	2.1	1.8	1.7	1.7
<b>Nombre d'observations</b>	11,398	13,766	16,178	16,565	19,244	22,026

Note : Les deux premiers coefficients de chaque colonne présentent l'effet de la contribution Delalande (juste avant 50 et juste après 50 ans) sur la probabilité de retour à l'emploi en CDI dans le secteur privé (modèle de probabilité linéaire). Le troisième coefficient donne l'effet relatif (différence des deux précédents). Les coefficients sont exprimés en points de pourcentage et les écarts-types figurent au-dessous. Chaque régression inclut le jeu complet de variables de contrôle défini au tableau 2, deux variables muettes indiquant l'éligibilité aux contrats aidés ainsi que des variables muettes correspondant aux différentes périodes des dispositifs de contrats aidés et un polynôme d'ordre 3 de l'ancienneté dans le chômage. Les écart-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus.

TAB.5 : Décomposition de l'effet indirect de la contribution Delalande

La dégradation relative du taux de retour à l'emploi des chômeurs de moins de 50

ans par rapport aux chômeurs de plus de 50 ans après 1992 provient essentiellement de l'amélioration de la situation des chômeurs de plus de 50 ans (5,6 points sur les 6,3 points). L'effet favorable de l'exonération de contribution après 50 ans dominerait donc l'effet défavorable de durcissement du barème avant 50 ans. Ce résultat peut aussi s'interpréter comme la conséquence d'un effet de substitution entre classes d'âge proches : les emplois auraient en priorité été attribués aux chômeurs de plus de 50 ans.

## 4 L'effet direct de la contribution Delalande sur le licenciement

### 4.1 La méthodologie

L'analyse de l'effet direct ne repose pas, comme celle de l'effet indirect, sur une relation d'exclusion claire trouvant son origine dans la législation. L'analyse va simplement consister à examiner si le profil des coûts imposé par le dispositif Delalande conduit à une modification des décisions de licenciement, en tirant parti des fréquents changements de la législation.

La figure 3.5 présente les taux de licenciement (en provenance de l'emploi privé en CDI) par âge, pour chaque sous-période correspondant à une phase du dispositif Delalande.<sup>15</sup> Le graphique montre clairement les différences dans le taux de licenciement en fonction de la période. Chaque période du dispositif correspond aussi *grosso modo* à une phase différente dans le cycle d'activité. Les périodes 1983-1986 et 1992-1998 sont des années de mauvaise conjoncture alors que les deux autres périodes 1987-1991 et 1999-2001 sont des années de conjoncture favorable. On remarque sur les graphiques que, pour les âges les moins élevés, les taux de licenciement sont proches au sein des périodes de bonne conjoncture et au sein des périodes de mauvaise conjoncture. On voit également l'ampleur du problème que cherche à ré-

---

<sup>15</sup>On rencontre à nouveau le problème de l'identification des taux de licenciement, ici lié au fait qu'on s'appuie sur des déclarations du travailleur. Certains licenciements peuvent être déclarés comme des départs en préretraite s'ils sont perçus comme tels par le salarié, qui touche, avec l'allocation chômage non dégressive, la "préretraite Unédic". Bien remédier à ce problème supposerait des données d'entreprises, par exemple les EMMO-DMMO. C'est un prolongement envisagé.

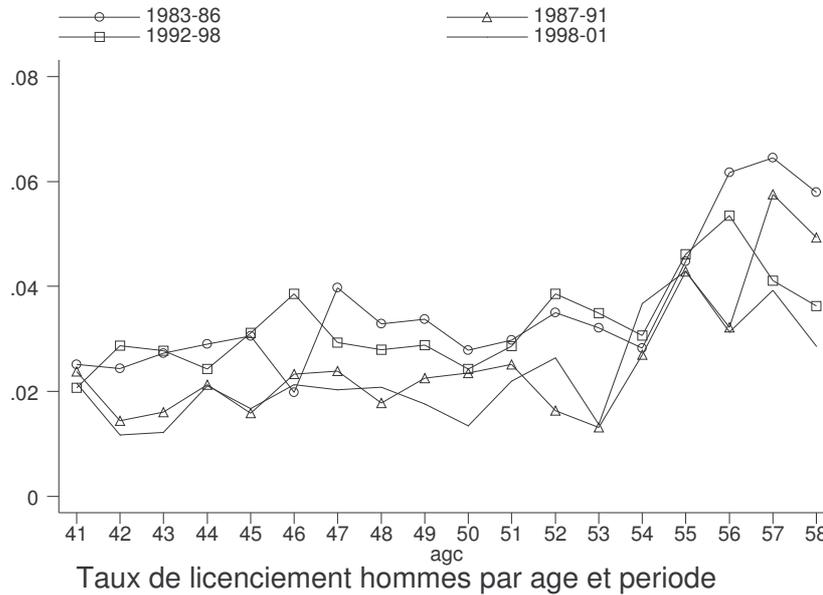


FIG. 3.5 – Taux de licenciement des hommes par âge et par période

soudre le dispositif Delalande : le taux de licenciement progresse fortement à partir de 55 ans. Le graphique semble aussi indiquer le succès partiel des différentes phases du dispositif Delalande : les taux de licenciement des travailleurs les plus âgés sont systématiquement moins élevés à conjoncture identique sur les périodes les plus récentes qui correspondent aux dispositifs les plus dissuasifs. On observe toutefois le relatif insuccès dans l'absolu des différents dispositifs puisque aucun d'entre eux ne permet d'effacer la forte progression du taux de licenciement après 55 ans.

On détaille brièvement les deux approches envisagées dans la section 2.

#### 4.1.1 Spécification du modèle simplifié

On rappelle la spécification sur laquelle repose l'estimation du modèle simplifié :

$$\begin{aligned}
 E(s_{it}/a_{it}) &= \sum_{a=40}^{58} \alpha_a 1(a_{it} = a) + \gamma c_{it}(a_{it}) + \delta \Delta c_{it}(a_{it}) \\
 &\quad + x_{it} \beta + \sum_{t_0=1983}^{2001} \lambda_{t_0} 1(t = t_0)
 \end{aligned}$$

Les variables  $x_{it}$  contrôlent un ensemble de caractéristiques des salariés : ancienneté, diplôme, rémunération, secteur, catégorie socioprofessionnelle... On introduit aussi une mesure du coût de licenciement correspondant à l'indemnité légale, fonction de l'ancienneté. Cette indemnité légale constitue un minorant du coût de licenciement, celui-ci étant généralement déterminé par l'indemnité conventionnelle sur laquelle on ne dispose malheureusement pas d'information dans les Enquêtes Emploi. Ces diverses variables sont importantes car elles représentent des éléments de l'arbitrage entre le coût du travail et la productivité d'un individu et sont donc des déterminants essentiels du maintien dans l'entreprise d'un salarié.

La régression est effectuée en incluant les salariés à partir de 40 ans. Il y a ainsi sur toute la période une proportion importante de l'échantillon pour laquelle le coût de la contribution Delalande est nul. C'est sur cette fraction de l'échantillon qu'est estimé le profil temporel du taux de licenciement. Ce profil, reflétant l'incidence de la conjoncture sur les licenciements, est supposé dans cette spécification s'appliquer indifféremment à toutes les catégories de personnel. On ignore ainsi la cyclicité de la demande relative de travail par âge. Pour sa part, le profil par âge est identifié grâce à l'introduction dans la régression de la période 1983-1986 pour laquelle les variables de coût du Delalande sont nulles. On fait implicitement l'hypothèse que ce profil n'a pas été affecté par les dispositifs Delalande. L'effet du dispositif est alors mesuré par les coefficients  $\gamma$  et  $\delta$ . Le modèle développé dans la section 2 montre qu'en théorie le premier de ces deux coefficients doit être négatif (et correspond à l'effet désiré du dispositif) alors que le second doit être positif (et correspond à l'effet de la progressivité de la mesure).

Les estimations permettent de mesurer l'effet des dispositifs en calculant un taux de licenciement "contrefactuel", c'est-à-dire une mesure du taux de licenciement qui aurait été observé en l'absence du dispositif. Ce taux de licenciement contrefactuel est défini comme

$$E(s_{it}^c/a_{it}) = \sum_{a=40}^{58} \alpha_a 1(a_{it} = a) + x_{it}\beta + \sum_{t_0=1983}^{2001} \lambda_{t_0} 1(t = t_0)$$

Le changement de barème de 1999 comporte une source d'identification supplémentaire intéressante : en effet, la hausse de la contribution ne concerne pas les

entreprises de 20 à 49 salariés. Cela permet d'identifier séparément une évolution du profil par âge de licenciement liée à des facteurs externes (productivité, ...), qui se manifesterait de part et d'autres de 1999 dans toutes les entreprises, et une évolution due au changement de barème de 1999, qui ne concerne que les entreprises de plus de 50 salariés. Économétriquement, cela se traduit par la spécification suivante, où  $k$  indexe la taille des entreprises :

$$E(s_{it}/a_{it}, k) = x_{it}\beta + \sum_{t_0=1983}^{2001} \lambda_{t_0} \mathbf{1}(t = t_0) + \gamma c_{it}(a_{it}, k) + \delta \Delta c_{it}(a_{it}, k) \\ + \sum_{a=40}^{58} [\alpha_a \mathbf{1}(a_{it} = a) \mathbf{1}(t \leq 1998) + \beta_a \mathbf{1}(a_{it} = a) \mathbf{1}(t > 1998)]$$

Cependant, deux hypothèses identifiantes sous-jacentes restent critiquables.

La première est qu'il est difficile de dissocier l'effet propre du Delalande des autres politiques ayant cherché à infléchir les fins de carrière. L'ensemble des dispositifs de préretraite a ainsi connu des évolutions marquées au cours de la période : les préretraites ne marquent pas de repli global, mais les formes plus anciennes (ASFNE) cèdent la place à des préretraites progressives ou à des dispositifs négociés par les partenaires sociaux (ARPE) (voir chapitre 1). Cette évolution des dispositifs de préretraite a pu influencer sur les autres modes de gestion des fins de carrière et peut-être même sur les carrières dans leur ensemble : les taux de licenciement par âge ont donc pu être affectés eux aussi. Plus précisément, dans la mesure où le dispositif Delalande a été intensifié au moment où les préretraites ASFNE marquaient un repli significatif (et avant la mise en place de l'ARPE à partir de 1996), on peut soupçonner une sous-évaluation de l'efficacité du dispositif. En effet si un basculement s'est opéré des préretraites vers les licenciements (facilités pour les plus âgés par le mécanisme de dispense de recherche d'emploi), la baisse des taux de licenciement a été freinée en dépit de l'intensification de la contribution Delalande.

Une deuxième critique qui peut être faite à notre approche est d'ignorer les effets de sélection. L'analyse de l'effet direct repose sur la comparaison, à deux dates différentes, d'individus de même âge pour lesquels le barème de la contribution a changé. Le risque est que ces individus aient des caractéristiques inobservées différentes, pour

des raisons qui tiennent au changement de dispositif.

Plus précisément, deux effets de sélection peuvent intervenir. Le premier est la sélection à l'embauche. Considérons par exemple la hausse du barème en 1992. Les individus recrutés à moins de 50 ans à partir de 1992 ont été particulièrement sélectionnés par l'entreprise, de façon à minimiser le risque d'un licenciement ultérieur. Ils seront donc *ipso facto* moins fréquemment licenciés. Ne pas prendre en compte cette sélection initiale conduirait à surestimer l'effet direct. Une façon de la prendre en compte consiste à contrôler par la date d'embauche. On peut ainsi faire intervenir des variables correspondant au fait que les individus ont été embauchés avant 1987, entre 1987 et 1992, entre 1992 et 1998 ou après 1998. Néanmoins une telle tentative réduit considérablement les possibilités d'identification. On ne peut pas comparer les taux de licenciement à des périodes différentes de salariés de même âge (le principe de l'identification), de même ancienneté et embauchés la même année! Sans être aussi extrême, on comprend bien qu'introduire des variables correspondant à des plages de dates d'embauche va réduire l'identification.

Le second effet de sélection a lieu en cours d'emploi. Par exemple, un individu embauché à 53 ans et encore en emploi à 56 ans n'a pas connu la même protection de l'emploi pendant 3 ans selon qu'on se situe en 1995 ou en 2000, du fait du changement de barème en 1998. Par conséquent, les individus en emploi à 56 ans n'ont pas la même distribution d'hétérogénéité inobservée. Il est difficile de dire *a priori* comment cette sélection en emploi affecte les résultats, dans la mesure où l'effet évolue de façon ambiguë entre 1995 et 2000 (la pente et le niveau du barème jouant en sens opposés). Cet effet de sélection en emploi est difficile à contrôler. Son importance doit cependant être relativisée. En reprenant l'exemple ci-dessus, il faudrait pour qu'il soit conséquent à 56 ans que la hausse des licenciements entre 53 et 55 ans ait été importante après 1998, ce qu'on n'observe pas. Par conséquent, même si le détail de l'effet du barème aux différents âges peut être affecté, l'impact de la sélection en emploi sur l'effet indirect est vraisemblablement de second ordre.

#### 4.1.2 Spécification en doubles différences

Etant donné ses risques d'erreur de spécification, il est utile de doubler cette première approche par l'étude de la quasi-expérience de 1998. Cette réforme a trois

avantages. D'une part, elle constitue quantitativement le plus important développement de la taxe, et mérite donc d'être évaluée en propre. D'autre part, le fait qu'elle différencie les entreprises de moins et de plus de 50 salariés offre une discontinuité qui augmente les possibilités d'identification. Enfin, ses effets théoriques sur les travailleurs de plus de 56 ans sont sans ambiguïté, et se prêtent particulièrement bien à une analyse en forme réduite sous forme de doubles différences.

Un inconvénient est que les données de l'Enquête Emploi ne permettent pas d'utiliser finement la discontinuité autour du seuil de 50 salariés, puisque les tailles d'entreprises sont données par grandes catégories : 20 à 49 salariés, 50 à 99 salariés, 100 à 499, 500 à 999 et plus de 1000. Néanmoins, les entreprises de 20 à 49 salariés peuvent fournir un groupe de contrôle dont on peut penser qu'il est relativement proche des entreprises de 50 à 99 salariés. Il est donc possible d'identifier un effet de la taxe sans supposer que la demande relative de travail selon l'âge est acyclique, sous condition que ce caractère cyclique soit le même pour toutes tailles d'entreprises. Par ailleurs, le problème de sélectivité à l'embauche est résolu par le fait qu'avant 1999, entreprises de plus et de moins de 50 salariés étaient confrontées au même barème de la contribution, donc aux mêmes incitations à être sélectives au moment de l'embauche : les caractéristiques inobservées des salariés embauchés avant 1998 n'ont donc pas été affectées de façon différenciée par la contribution Delalande.

Formellement, pour un âge donnée  $a$ , on estime la spécification suivante en doubles différences :

$$E(s_{it}) = x_{it}\beta + \alpha_1 \mathbf{1}_{Taille_{it} \geq 50} + \alpha_2 \mathbf{1}_{t \geq 1999} + \alpha_3 \mathbf{1}_{(t \geq 1999 \ \& \ Taille_{it} \geq 50)}$$

où  $Taille_{it}$  est la taille de l'entreprise. L'hypothèse qui permet d'identifier  $\alpha_3$  comme l'effet de la contribution Delalande est la suivante : l'écart entre le risque de licenciement entre grandes et petites entreprises à l'âge  $a$  doit être stable au cours du temps. Cette hypothèse ne peut être testée pour les travailleurs de plus de 50 ans, puisqu'une violation de cette hypothèse est indiscernable de l'effet de la contribution. Mais elle peut être testée pour les travailleurs non affectés par la contribution, par exemple les travailleurs de moins de 50 ans. On dispose donc d'un test de spécification de l'approche en double différence. Si  $\alpha_3$  est significativement différent de 0 pour les travailleurs de moins de 50 ans, il ne peut être interprété comme l'effet de

la contribution Delalande pour les travailleurs de plus de 50 ans. Mais s'il n'est pas différent de 0 pour les premiers, un coefficient significatif pour les seconds pourra avec une certaine confiance être attribué à la contribution Delalande.

## 4.2 Estimation de l'effet direct

### 4.2.1 Estimation du modèle simplifié sur 1983-2002

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Hommes	95 943	95 943	95 943	95 943	95 943	95 943
$c(a)$	-0,0037 (0,0005)	-0,0019 (0,0005)	-0,0013 (0,0005)	-0,0013 (0,0005)	-0,0017 (0,0006)	-0,0008 (0,0005)
$\Delta c(a)$	0,0022 (0,0015)	0,0024 (0,0015)	0,0021 (0,0015)		0,0023 (0,0017)	0,0019 (0,0015)
Femmes	55 193	55 193	55 193	55 193	55 193	55 193
$c(a)$	-0,0013 (0,0008)	-0,0002 (0,0008)	0,0001 (0,0079)	0,0002 (0,0008)	0,0002 (0,0009)	0,0003 (0,0008)
$\Delta c(a)$	0,0025 (0,0024)	0,0027 (0,0024)	0,0024 (0,0023)		0,0009 (0,0026)	0,0024 (0,0023)

(1) : régression des licenciements sur les indicatrices d'âge, de période et les deux variables d'intérêt ; régression sur les 40 ans et plus

(2) : même régression que (1) avec comme contrôles supplémentaires un polynôme d'ordre trois de l'ancienneté et trois indicatrices de diplôme.

(3) : même régression que (2) avec comme contrôles supplémentaires un polynôme d'ordre deux du salaire, dix variables de secteur, quatre variables d'occupation, trois indicatrices de taille d'établissement, sept variables de région, trois variables de taille de commune, une variable de coût de licenciement, une variable de variation du coût de licenciement, une indicatrice d'ancienneté inférieure à 1 an et une indicatrice d'ancienneté inférieure à deux ans

(4) : même régression que (3) mais seulement sur le niveau du coût du Delalande

(5) : même régression que (3) mais en introduisant des indicatrices d'âge distinctes avant et après 1998.

(6) : même régression que (3) mais avec trois indicatrices correspondant aux régimes d'embauche : (i) entre 1987 et 1991 ; (ii) moins de 50 ans à l'embauche, à partir de 1992 (jusqu'à 1998 seulement pour les entreprises de plus de 50 salariés) ; (iii) moins de 50 ans à l'embauche, à partir de 1999, dans les entreprises de plus de 50 salariés.

Dans chaque modèle, les écart-types corrigent l'autocorrélation des résidus introduites par le fait que certains individus sont observés deux fois, le panel de l'enquête emploi tournant sur 3 ans et permettant d'observer en principe deux transitions.

TAB. 6 : Effet direct : impact sur les taux de licenciements depuis un CDI du privé

Les résultats sont présentés dans le tableau 6. Ce tableau présente, séparément pour les hommes et les femmes, les résultats des régressions pour six spécifications différentes. Dans la première, on n'introduit que l'âge et la période comme variables de contrôle. C'est la spécification la plus proche de l'analyse visuelle précédente. Dans la deuxième colonne, on ajoute dans les variables de contrôle un polynôme de degré trois de l'ancienneté et trois indicatrices de diplôme. La spécification suivante étend encore l'ensemble des variables de contrôle en prenant en compte la qualifi-

cation, la rémunération, la localisation et la taille de l'établissement. La cinquième colonne introduit des indicatrices de l'âge croisées avec deux périodes, avant et après 1999, pour prendre en compte d'éventuelles évolutions du profil par âge des licenciements. Enfin, la sixième colonne introduit des variables indicatrices correspondant au dispositif Delalande prévalant lors de l'embauche.

Le tableau fait clairement apparaître, pour les hommes, un effet négatif du coût de la contribution Delalande. L'effet de la variation anticipée du coût a le signe positif attendu mais n'est jamais significatif. Ces résultats indiquent que le dispositif Delalande exerce un effet dissuasif sur les licenciements. Ils ne montrent pas en revanche que la progressivité du coût ait un effet sensible d'accélération sur les licenciements. Les effets du niveau de la taxe diffèrent fortement d'une estimation à l'autre. Avec la première spécification, l'effet est assez fort (-0,0037). Lorsque l'on enrichit cette spécification avec un polynôme de degré 3 de l'ancienneté, l'effet du coût est fortement réduit. La baisse s'accroît lorsque l'on étend encore la liste des variables de contrôle pour prendre en compte les effets du diplôme et du salaire. Les estimations sont faiblement modifiées lorsque des indicatrices d'âge croisées avec les sous-périodes sont introduites (colonne 5). En revanche, la variable de coût n'est plus significative lorsque l'on tente de prendre en compte les effets de sélectivité en contrôlant par quatre indicatrices de période d'embauche (colonne 6). On pourrait ainsi être tenté d'interpréter l'effet de baisse des licenciements comme la manifestation d'un effet de sélection : les taux de licenciements baissent aux âges élevés car on a sélectionné des individus ayant peu de chance d'être licenciés à cet âge. Néanmoins cette interprétation pose problème car dans ces conditions on s'attendrait à ce que les coefficients des variables indicatrices d'embauches sur les périodes Delalande aient un signe négatif. Les résultats (non reportés ici) montrent au contraire que ces salariés ont plus de chances d'être licenciés. Pour les femmes, les coefficients estimés pour  $c(a)$  et  $\Delta c(a)$  ne sont jamais significatifs.

La figure 3.6 fait figurer pour chaque période du dispositif le taux de licenciement observé et celui que l'on peut recalculer à partir de nos estimations (modèle 3, pour les hommes) comme étant celui qui aurait été observé en l'absence du dispositif. Un tel calcul est bien sûr uniquement indicatif et donné dans le seul but de fournir un ordre de grandeur.

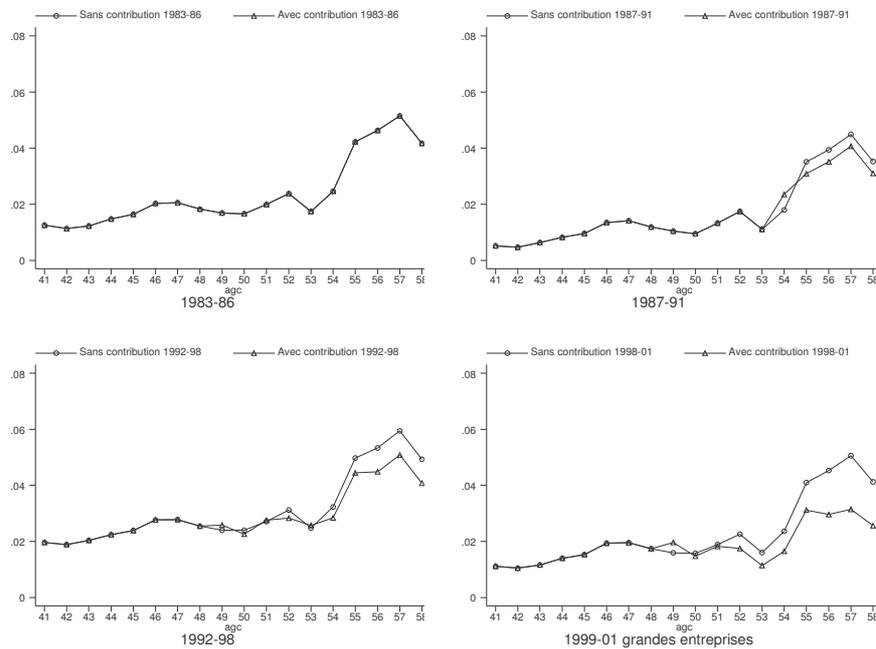


FIG. 3.6 – Comparaison des taux de licenciements estimés avec et en l’absence de dispositifs (hommes)

Le graphique montre d’abord l’effet de “montée en charge” du dispositif : juste avant l’entrée dans le dispositif, le taux de licenciement augmente du fait des anticipations de coût de licenciement croissant ; on observe alors un taux de licenciement plus élevé en présence du dispositif (à 54 ans entre 1987 et 1991 ; à 49 ans ensuite). On note aussi que la progressivité du barème de 1992-1998 pour la tranche d’âge 50-55 ans a pour effet de limiter l’écart entre les taux avec et sans dispositif. Enfin, le graphique montre que l’écart entre les deux taux de licenciement prédits avec et sans contribution sont faibles. Ce n’est là encore que pour le dispositif de 1999 que l’on observe des différences importantes du fait de la dégressivité du barème aux âges élevés. Au total, l’effet de la contribution Delalande apparaît relativement faible et ne suffit en tout cas pas à aplanir le profil croissant avec l’âge des licenciements.

Comme pour l’effet indirect, on examine la robustesse à la spécification du modèle en estimant un modèle probit et un modèle logit. Les résultats sont présentés dans le tableau 7. A l’inverse de ce qui prévalait pour l’effet indirect, les résultats sont affectés par le choix du modèle, non seulement en terme de significativité mais

aussi dans le signe des coefficients. Ainsi pour les hommes, la spécification logit correspondant à la régression (3) du tableau 7 conduit à des coefficients dont aucun n'est significatif. En outre le coefficient de la variation de coût anticipée devient négatif, ce qui est contraire à ce que l'on attend. La régression probit conduit à des coefficients qui ont le signe prédit mais ne sont plus significatifs.

	HOMMES (60906)		FEMMES (35566)	
	Logit	Probit	Logit	Probit
$c(a)$	-0,018 (0,016)	-0,006 (0,007)	0,023 (0,020)	0,010 (0,009)
$\Delta c(a)$	-0,024 (0,035)	0,004 (0,017)	0,030 (0,051)	0,018 (0,024)

TAB. 7 : Sensibilité des résultats à la spécification du modèle

#### 4.2.2 Etude de la quasi-expérience de 1998

Les tableaux 8 et 9 détaillent les résultats en doubles différences pour les hommes et les femmes. Chaque tableau comporte deux parties. A gauche, l'ensemble des entreprises de plus de 50 salariés sont incluses dans le groupe de traitement. L'inconvénient est que les entreprises très nombreuses sont peut-être peu comparables au groupe de contrôle. La partie droite du tableau se limite donc aux entreprises de moins de 100 salariés. Le coefficient estimé pour  $\alpha_3$  correspond à la dernière ligne. Le modèle est estimé sans contrôle dans un premier temps. Puis la seconde partie en bas du tableau indique l'estimation des doubles différences nette d'éventuels effets de structure. Ces effets sont de fait minimes.

Le test de spécification n'est jamais rejeté : pour les travailleurs de 40 à 49 ans, le coefficient  $\alpha_3$  est très proche de 0, et non significatif. Il ne semble donc pas qu'il y ait d'évolution différenciée des licenciements entre petites et grandes entreprises autour de 1998. Notre approche doit donc bien permettre d'identifier la contribution Delalande.

	Toutes entreprises de plus de 20 salariés			Entreprises de 20 à 100 salariés		
	40-49 ans	50-55 ans	56-58 ans	40-49 ans	50-55 ans	56-58 ans
Avant 1998, effectifs>50	1.6	1.3	3.2	3.0	1.1	2.9
Avant 1998, effectifs<50	0.2	0.3	0.7	0.7	0.8	2.1
Après 1998, effectifs>50	3.3	3.2	3.2	2.6	1.4	3.1
Après 1998, effectifs<50	0.3	0.5	0.9	0.5	0.6	1.5
Avant 1998, différence effectifs 50+/50-	0.9	1.4	2.2	2.6	1.7	1.2
Après 1998, différence effectifs 50+/50-	0.2	0.3	0.6	0.7	0.8	1.2
Double différence	2.8	2.3	2.3	1.7	1.3	3.0
Nombre d'observations	0.3	0.4	0.8	0.4	0.6	1.7
Avant 1998, différence effectifs 50+/50-	-1.7	-1.9	0.1	0.5	-0.4	-0.2
Après 1998, différence effectifs 50+/50-	0.4	0.6	1.2	0.9	1.0	2.6
Double différence	-1.9	-0.9	-0.1	0.9	0.4	-1.9
Nombre d'observations	0.3	0.5	1.0	0.8	1.0	2.1
Double différence	-0.2	0.9	-0.2	0.4	0.8	-1.7
Nombre d'observations	0.5	0.8	1.6	1.3	1.4	3.3
Double différence avec contrôles	-0.1	0.9	-0.3	0.7	0.6	-1.7
Nombre d'observations	0.5	0.8	1.6	1.3	1.4	3.3

TAB. 8 : Effet direct autour de 1998. Doubles différences sur les taux de licenciements des hommes.

	Toutes entreprises de plus de 20 salariés			Entreprises de 20 à 100 salariés		
	40-49 ans	50-55 ans	56-58 ans	40-49 ans	50-55 ans	56-58 ans
Avant 1998, effectifs>50	1.6	3.2	4.8	3.3	5.1	0.0
Avant 1998, effectifs<50	0.3	0.6	1.4	1.0	2.1	3.2
Après 1998, effectifs>50	2.9	3.1	5.4	2.3	4.1	1.7
Après 1998, effectifs<50	0.4	0.6	1.5	0.7	1.4	1.7
Avant 1998, différence effectifs 50+/50-	1.3	2.9	5.4	2.6	2.2	2.5
Après 1998, différence effectifs 50+/50-	0.2	0.6	1.5	0.9	1.2	2.5
Double différence	2.4	3.2	5.2	2.0	3.5	6.5
Nombre d'observations	0.3	0.6	1.4	0.6	1.3	3.7
Avant 1998, différence effectifs 50+/50-	-1.3	0.2	-0.5	1.0	1.0	-1.7
Après 1998, différence effectifs 50+/50-	0.4	0.8	0.2	1.2	2.5	1.7
Double différence	-1.1	-0.3	0.2	0.5	-1.3	-4.0
Nombre d'observations	0.4	0.8	2.1	1.1	1.8	4.5
Double différence	0.2	-0.4	0.7	-0.5	-2.3	-2.3
Nombre d'observations	0.6	1.1	2.9	1.7	3.1	4.8
Double différence avec contrôles	0.1	-0.6	0.7	-0.4	-2.7	-2.7
Nombre d'observations	0.6	1.1	2.9	1.7	3.1	4.9

TAB. 9 : Effet direct autour de 1998. Doubles différences sur les taux de licenciements des femmes.

Cependant, l'effet direct de la contribution Delalande est imprécisément estimé. Pour la catégorie des travailleurs de 56 à 58 ans, il est faible et non significativement différent de 0 lorsqu'on utilise tout l'échantillon d'entreprises. Il est plus important, mais très imprécisément estimé, lorsqu'on examine les entreprises de moins de 100 salariés. Peut-être ce dernier résultat est-il cependant le plus en faveur d'un effet direct important : en effet, l'absence d'effet significatif est peut-être ici due principalement à la faible taille de l'échantillon (236 salariés seulement pour les hommes,

149 pour les femmes).

En résumé, les deux stratégies empiriques échouent à mettre en évidence un fort effet direct. Cet échec peut être partiellement dû à des problèmes de spécification dans la première approche, et à des problèmes d'échantillon insuffisant dans la seconde. Une note de prudence est donc nécessaire. Néanmoins, ces résultats sont cohérents avec les résultats mitigés de Bommier, Magnac et Roger (2003). Et, au-delà des problèmes économétriques toujours possibles, le contraste reste important entre les forts effets attendus du modèle du chapitre précédent et la difficulté qu'on a à mettre en évidence de tels effets. C'est donc ce contraste qu'il faut, sous réserve de résultats empiriques nouveaux, essayer d'interpréter.

## 5 Conclusion

Par comparaison avec les résultats du chapitre précédent, les analyses “quasi-expérimentales” apportent deux résultats importants et, au premier abord, surprenants.

Le premier est l'ampleur de l'effet indirect de dissuasion des embauches. La probabilité relative de retrouver un emploi juste avant 50 ans plutôt que juste après 50 ans diminue d'environ un tiers pour les hommes. Cet effet n'apparaît pas clairement chez les femmes. Une interprétation possible est que les taux de retour à l'emploi des femmes dépendent aussi fortement des comportements d'offre de travail, si bien que les effets de demande sont moins perceptibles. Au vu de son ampleur, on attribuerait volontiers un tel changement chez les hommes aux incitations à l'embauche de travailleurs de plus de 50 ans mises en place par les contrats aidés (CRE et CIE). Mais les résultats empiriques ne vont pas dans ce sens : la prise en compte des dispositifs de CRE et CIE ne modifie pas l'effet estimé de l'exonération de contribution Delalande mise en place en 1992 ; et les contrats aidés eux-mêmes ne paraissent pas avoir d'impact significatif sur les taux de retour à l'emploi. On est donc amené à conclure, pour les hommes, à l'existence d'un fort effet indirect de la contribution Delalande.

*A contrario*, le second résultat marquant est la faiblesse de l'effet direct – et, corrélativement peut-être, la difficulté à mettre en évidence statistiquement cet effet.

Cette faiblesse explique l'absence de baisse significative du chômage chez les travailleurs de plus de 50 ans observée au niveau macroéconomique, en contradiction avec les résultats de la simulation de la variante principale du modèle précédent.

Ainsi, on se trouve devant un apparent paradoxe : un dispositif dont l'examen au chapitre précédent avait montré les atouts théoriques s'avère avoir une faible prise sur les décisions de licenciement des entreprises, et susciter peut-être d'importants effets pervers sur leurs décisions d'embauche. Le modèle théorique permet-il d'éclairer ce contraste ?

La première remarque est que ces résultats sont compatibles avec le modèle dans le cas particulier où la distribution des chocs idiosyncrasiques est telle qu'un abaissement important du seuil de licenciement a peu d'impact sur le taux de licenciement. C'est le cas si peu de travailleurs sont initialement proches du seuil de licenciement, et donc susceptibles d'être affectés par un changement des coûts de licenciement.<sup>16</sup> L'effet direct est alors faible. On a vu qu'un cas extrême était celui de destructions d'emploi exogènes, caractérisé par un effet direct nul, et un effet indirect renforcé. Une explication formelle dans le cadre du modèle est donc possible.

Peut-on prolonger cette explication formelle par des pistes d'explication économique ? Autrement dit, comment peut-on interpréter que la "marge de destruction" sur laquelle joue la contribution Delalande soit si ténue ? Trois pistes se dessinent.

En premier lieu, les travailleurs âgés sont, en moyenne, des travailleurs anciens. Ils bénéficient déjà à ce titre d'une protection de l'emploi élevée. Il se peut que l'impact marginal de la protection additionnelle de la contribution Delalande en soit affaibli : on se heurterait en quelque sorte à une "loi des rendements décroissants de la protection de l'emploi".

En second lieu, en élargissant le cadre du modèle théorique, on peut faire l'hypothèse que l'efficacité de la protection de l'emploi passe par l'existence d'alternatives au licenciement, et particulièrement par la possibilité de recherche d'emploi "sur le tas" (*on-the-job search*) qui aboutisse à une mobilité d'emploi à emploi. Or les travailleurs âgés en France ont vraisemblablement plus difficilement accès à la mobilité d'emploi à emploi.<sup>17</sup> Ce canal d'action de la protection de l'emploi serait donc in-

<sup>16</sup>On peut parler de faible "marge de destruction", au sens où la distribution  $G$  est peu épaisse autour du seuil  $\varepsilon_2^d$ .

<sup>17</sup>Plusieurs indices relevés aux chapitres 1 vont dans ce sens : la baisse du taux de transition

opérant : là où des taxes élevées sur les licenciements auraient incité des entreprises et des travailleurs plus jeunes à se séparer sans licenciement après avoir attendu que la recherche en emploi ait été fructueuse, les travailleurs âgés ne pourraient faire de même, si bien que le licenciement aurait lieu.

En troisième lieu, on peut se demander dans quelle mesure certains départs de travailleurs âgés ne sont pas “incompressibles”. Cette hypothèse renvoie à un rôle particulier des travailleurs âgés dans les ajustements de main-d’oeuvre des entreprises, où l’arbitrage coûts-bénéfices au maintien individuel du salarié serait secondaire par rapport à des arbitrages plus globaux qui inciteraient l’entreprise à concentrer les licenciements sur les travailleurs âgés, mieux pris en charge par l’assurance chômage. On retrouve l’hypothèse évoquée au chapitre 1 de l’utilisation des départs anticipés comme “soupape d’échappement”.

C’est cette dernière piste que la seconde partie va à présent développer.

---

d’emploi à emploi avec l’âge, ainsi que la raréfaction des démissions.

## Annexe A : estimation de l'effet indirect à partir du calendrier d'activité mensuel de l'Enquête Emploi

### Hommes

	Sans contrôles			Avec contrôles		
	49-50 ans	47-52	45-54 ans	49-50 ans	47-52	45-54 ans
Avant 1992, <50 ans	2,18 0,53	2,39 0,31	2,24 0,23	2,15 0,53	2,40 0,31	2,21 0,23
Avant 1992, >50 ans	2,60 0,53	1,63 0,23	1,48 0,17	2,69 0,52	1,71 0,23	1,53 0,17
Après 1992, <50 ans	1,40 0,13	1,56 0,08	1,59 0,06	1,37 0,13	1,55 0,08	1,58 0,06
Après 1992, >50 ans	1,64 0,15	1,51 0,08	1,40 0,06	1,65 0,15	1,51 0,08	1,41 0,06
Avant 1992, différence - 50/+50	-0,41 0,73	0,76 0,39	0,76 0,28	-0,54 0,74	0,68 0,38	0,68 0,28
Après 1992, différence - 50/+50	-0,24 0,19	0,05 0,12	0,19 0,09	-0,28 0,19	0,03 0,12	0,18 0,09
Différence de différence	0,18 0,76	-0,71 0,40	-0,57 0,30	0,26 0,76	-0,65 0,40	-0,50 0,30
Nombre d'individus	2 111	4 793	7 585	2 111	4 793	7 585

Note : Estimation de doubles différences par étape. Le premier chiffre correspond à l'estimateur (de la moyenne ou de la différence) ; l'écart-type figure dessous, en petit. Il s'agit de taux de transition mensuels, exprimés en %. La population étudiée comporte l'ensemble des chômeurs de plus de trois mois d'ancienneté. Les variables de contrôle introduites sous forme d'indicatrices sont la taille de la commune ainsi que le diplôme. Les écart-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus.

### Femmes

	Sans contrôles			Avec contrôles		
	49-50 ans	47-52	45-54 ans	49-50 ans	47-52	45-54 ans
Avant 1992, <50 ans	2,5 0,5	1,6 0,2	1,6 0,2	2,6 0,5	1,7 0,2	1,6 0,2
Avant 1992, >50 ans	1,3 0,4	1,0 0,2	0,9 0,1	1,3 0,4	1,0 0,2	0,9 0,1
Après 1992, <50 ans	1,3 0,1	1,3 0,1	1,3 0,1	1,3 0,1	1,3 0,1	1,3 0,1
Après 1992, >50 ans	1,2 0,1	1,0 0,1	0,8 0,1	1,2 0,1	1,0 0,1	0,8 0,1
Avant 1992, différence - 50/+50	1,3 0,7	0,7 0,3	0,7 0,2	1,3 0,7	0,7 0,3	0,7 0,2
Après 1992, différence - 50/+50	0,1 0,2	0,3 0,1	0,5 0,1	0,2 0,2	0,3 0,1	0,5 0,1
Différence de différence	-1,1 0,7	-0,4 0,3	-0,2 0,2	-1,1 0,7	-0,3 0,3	-0,2 0,2
Nombre d'individus	2 160	4 977	7 908	2 160	4 977	7 908

Note : Estimation de doubles différences par étape. Le premier chiffre correspond à l'estimateur (de la moyenne ou de la différence) ; l'écart-type figure dessous, en petit. Il s'agit de taux de transition mensuels, exprimés en %. La population étudiée comporte l'ensemble des chômeurs de plus de trois mois d'ancienneté. Les variables de contrôle introduites sous forme d'indicatrices sont la taille de la commune ainsi que le diplôme. Les écart-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus.

Doubles différences à partir du calendrier mensuel (taux annuel de retour en emploi, en %)

L'analyse de l'effet indirect repose sur les transitions entre chômage et emploi (CDI du privé) observées dans des fenêtres aussi resserrées que possible autour de juillet

1992 et de l'âge de 50 ans. Pour cela, une alternative aux transitions annuelles est le calendrier rétrospectif mensuel, dans lequel la personne enquêtée retrace son statut d'emploi pour les 12 mois précédents.

L'utilisation de cette source d'information présente deux inconvénients : elle n'est disponible qu'à partir de l'enquête de janvier 1990 (soit, par les questions rétrospectives, à partir de janvier 1989) et pose, comme toute information rétrospective, des problèmes accrus d'erreur de mesure. Néanmoins, les avantages sont aussi réels : l'information permet de mieux représenter les périodes de chômage courtes (transitions infra-annuelles) et de dater au mois près les transitions, que ce soit par rapport au changement de juillet 1992, au seuil de 50 ans ou à l'ancienneté dans le chômage. Il est donc apparu intéressant de reconduire les analyses, en reproduisant pour ces transitions mensuelles les tableaux 2 et 3 du texte. Les fourchettes d'âge sont à présent jointives : de 49 ans à 49 ans et 11 mois vs. 50 ans à 50 ans et 11 mois, etc.

Les résultats sont très proches de ceux obtenus sur données annuelles.

## Troisième partie

**Evincer les travailleurs âgés pour  
préserver les contrats de long  
terme : une explication des  
préretraites**



Les travailleurs âgés jouent-ils un rôle spécifique dans les ajustements globaux de la main-d'oeuvre ?

L'hypothèse est suggérée à ce stade par deux constats : le consensus durable en faveur des cessations anticipées d'activité, et la réaction limitée des entreprises au relèvement des coûts de licenciement.<sup>1</sup>

Ce rôle spécifique peut venir de préférences collectives : on considère que l'éviction des seniors de l'emploi est préférable à l'éviction des jeunes. De telles préférences peuvent être analysées en termes de représentations de la place du travail dans le cycle de vie.

Ce rôle spécifique peut aussi venir des spécificités économiques des travailleurs âgés – leur coût trop élevé ou leur productivité trop faible. Mais alors, pourquoi l'augmentation du coût lié à la contribution Delalande ne semble-t-elle pas avoir un impact plus fort ?

Reste une troisième piste : ce rôle spécifique peut s'expliquer non par les caractéristiques intrinsèques des travailleurs âgés mais par leur position en fin de relation d'emploi. Si ces relations d'emploi – dans leur ensemble – sont fragilisées, l'éviction des travailleurs âgés peut servir de “soupape d'échappement”.

Cette dernière piste engage à étudier les relations d'emploi dans leur globalité. Il faut en effet à la fois montrer que ces relations de long terme ont été fragilisées et que, pour des raisons économiques, cette fragilité a été reportée sur les travailleurs âgés.

La théorie des contrats en information imparfaite permet de comprendre les relations d'emploi sur le marché du travail comme des “contrats de long terme”. Elle constitue donc notre point de départ théorique. Ce cadre d'analyse permet effectivement d'établir la cohérence théorique de l'hypothèse, tout en la précisant : des subventions publiques aux cessations anticipées d'activité peuvent permettre aux entreprises d'honorer leurs contrats de long terme et préserver ainsi, sous certaines conditions, un équilibre efficient du marché du travail (chapitre 4).

Cependant, la validation empirique de cette hypothèse est particulièrement ardue. Comme le constatent Baker et Holmstrom (1995), l'analyse empirique des

---

<sup>1</sup>Voir chapitres 1 et 3, respectivement.

contrats de long terme accuse un retard marqué sur la théorie. Ce retard est déjà vrai lorsqu'il s'agit de discriminer entre différents modèles de contrats dans une perspective théorique. Il l'est *a fortiori* lorsqu'il s'agit de mettre en évidence un déclin des contrats de long terme, dans une perspective dynamique. Notre approche reste donc exploratoire. Elle vise à établir s'il y a eu ou non montée de l'insécurité globale de l'emploi en France dans les trente dernières années, et si une part importante de cette insécurité a été reportée sur les travailleurs âgés (chapitre 5).

## Chapitre 4

# Fragilité des contrats de long terme et fins de carrière : une approche théorique

L'objectif de ce chapitre est d'élaborer une théorie des cessations anticipées d'activité comme réponse efficiente à la fragilisation des contrats de long terme sur le marché du travail.

Il convient pour cela de caractériser ces contrats de long terme. Or ce n'est pas tâche aisée, car les modèles théoriques abondent, chacun ayant ses hypothèses et ses objectifs propres. Un détour par la théorie des contrats fait ressortir trois objectifs qui permettent d'unifier la perspective : un objectif d'allocation, un objectif d'assurance et un objectif d'incitation. Ces objectifs permettent de définir des critères d'efficience et de faisabilité (notamment de crédibilité) et de mettre en évidence des tensions qui peuvent être pertinentes pour les travailleurs âgés (section 1).

La première tension se situe entre allocation et incitation. Lazear (1979, 1986) propose une première explication de l'éviction des travailleurs âgés par les systèmes de retraite : il s'agirait d'éviter que les travailleurs restent trop longtemps en emploi dans un contrat où ils sont rémunérés au-dessus de leur productivité marginale (section 2). La seconde tension tient à la fragile crédibilité des contrats implicites. Moriguchi (2001, 2003) propose ainsi un second mécanisme d'éviction des travailleurs âgés lié à la rupture de contrats implicites une fois l'engagement de l'employeur dé-

crédibilisé (section 3). Aucun de ces deux mécanismes ne permet de rendre compte, cependant, de la mise en place de subventions publiques aux cessations anticipées d'activité. On propose alors un modèle qui rend compte des trois objectifs d'allocation efficiente, d'incitation et d'assurance. A partir d'éléments simples – profil de salaire et indemnités de licenciement –, un contrat de long terme permet de garantir l'efficience privée. Mais ce contrat est fragile. Les subventions publiques aux cessations anticipées d'activité sur le modèle de la préretraite ASFNE peuvent constituer un moyen de préserver ce contrat de long terme (section 4).

## 1 Les contrats de long terme et l'arbitrage entre allocation, incitation et assurance

L'objectif de cette section n'est pas de résumer la vaste littérature théorique sur les contrats de travail, mais d'en tirer des leçons pour l'étude des fins de carrière. Deux enseignements retiendront particulièrement notre attention. D'une part, les contrats de long terme, en introduisant des rigidités dans la relation d'emploi peuvent entrer en tension avec une autre fonction du marché du travail : favoriser l'allocation efficiente de la main-d'oeuvre. D'autre part, ces contrats sont fréquemment non vérifiables<sup>1</sup>, si bien que leur faisabilité repose sur l'engagement crédible des parties (en particulier, de l'employeur). C'est là une source de fragilité en particulier pour les travailleurs en fin de carrière, qui dépendent du respect par l'employeur de ses engagements.

On procèdera en distinguant, comme il est usuel, les contrats incitatifs (sous-section 1) et les contrats assurantiels (sous-section 2), en examinant pour chacun la question de la crédibilité. On posera ensuite la question de la cohérence de ces deux objectifs d'incitation et d'assurance, entre eux d'une part, et avec l'objectif d'allocation efficiente d'autre part (sous-section 3). Dans cette section, les travaux recensés ne portent pas spécifiquement sur les fins de carrière, mais plutôt sur les carrières dans leur ensemble. Les sections suivantes seront donc nécessaires pour

---

<sup>1</sup>On définit comme “contrats implicites” les contrats dont le respect des clauses n'est pas vérifiable par un juge. Il n'est en effet pas utile d'explicitier le contrat si le juge ne peut en garantir l'exécution.

appliquer les arguments mis en avant aux travailleurs âgés.

## 1.1 Les contrats assurantiels

Les principes du contrat assurantiel sont établis notamment par Bailly (1974). Le salarié encourt deux risques distincts : un risque de fluctuation du salaire, et un risque de perte d'emploi. Si l'employeur est neutre au risque tandis que le salarié a de l'aversion pour le risque, il est efficient que l'employeur fournisse une assurance complète du salaire, sous forme d'un salaire prédéterminé, et une assurance partielle de l'emploi. L'assurance complète du salaire est efficiente dans la mesure où le salaire constitue un simple transfert entre les deux parties. Des transferts importants sont possibles dans les états de la nature défavorables où la productivité du travailleur est faible ; le salarié paie en retour une prime d'assurance qui réduit le coût espéré *ex ante* du travail pour l'employeur.

En revanche, la garantie de l'emploi n'est pas efficiente, même en tenant compte de l'aversion du salarié pour le risque de chômage : il peut en effet exister des chocs trop défavorables sur l'emploi, qui impliquent qu'il est préférable (même *ex ante*) de se séparer.<sup>2</sup>

L'argument d'assurance repose sur la neutralité par rapport au risque de l'entreprise, qui la conduit à proposer un service d'intermédiaire financier si les marchés financiers, imparfaits, ne peuvent le faire de façon compétitive. L'entreprise peut en effet disposer d'un avantage comparatif par rapport à un assureur extérieur, du fait de sa connaissance du salarié. Elle peut mieux évaluer le risque que constitue ce salarié, ce qui limite les problèmes de sélection adverse. Elle est également en mesure de surveiller son comportement et de l'inciter à limiter sa prise de risque, ce qui réduit l'aléa moral. Néanmoins, Holmstrom (1981) note que l'hypothèse d'entreprises neutres aux risques est peu plausible<sup>3</sup> et ne rend pas compte de certains faits, comme l'assurance chômage (qui est bien une façon pour les entreprises de mutualiser les coûts des paiements versés aux salariés qu'elles licencient, plutôt que

---

<sup>2</sup>Cela permet en particulier au travailleur de toucher les allocations chômage (ou le salaire d'un nouvel emploi) qui constituent un "coût d'opportunité" au maintien d'un emploi non productif.

<sup>3</sup>Un profit négatif ne risque-t-il pas d'entraîner la liquidation de l'entreprise ? Cet état de nature nécessite donc une pondération spécifique.

de procurer cette assurance à titre privé). Pour autant, la stricte neutralité au risque de l'entreprise n'est pas requise : il suffit que l'employeur ait moins d'aversion au risque que le salarié pour qu'un contrat assurantiel soit mutuellement avantageux.

Le vrai problème des contrats assurantiels est celui de leur exécution. En cas de choc défavorable, l'employeur n'a pas intérêt, *ex post*, à tenir son engagement. Il préfère réduire le salaire, ou licencier le travailleur. Si le juge n'a pas les moyens de faire respecter le contrat, celui-ci n'est pas exécutoire ; il n'est donc pas signé. Il existe deux solutions à ce problème.

Soit on restreint l'espace des contrats aux contrats vérifiables (par exemple, en indexant les comportements sur de l'information publique qui approche les variables pertinentes). Mais cela restreint fortement les possibilités.<sup>4</sup>

Soit on s'appuie sur un mécanisme de réputation. Le problème est de justifier pourquoi les acteurs du marché peuvent sanctionner ce qu'un juge ne peut sanctionner : de quelle information supplémentaire disposent-ils ? Les premiers modèles mettaient en général en évidence l'importance des flux d'information requis et les déformations entraînées par un usage stratégique de l'information (l'entreprise envoie de fausses informations pour faire croire qu'elle n'a pas trahi le contrat), et concluaient que ce mécanisme de réputation était limité. Bull (1987) propose une avancée intéressante avec un mécanisme de réputation intrafirme : ce n'est pas le marché en général qui sanctionne les employeurs qui trahissent, mais les travailleurs jeunes, déjà présents dans l'entreprise. Ces derniers disposent en effet de toute l'information nécessaire pour constater que les travailleurs âgés ont été trahis, et ils ont intérêt à modifier leur comportement puisqu'ils s'attendent à être traités de la même façon.<sup>5</sup> Quelles sont les conséquences de ces mécanismes de réputation sur les deux dimensions de l'assurance : salaire et durée d'emploi ?

Pour la durée de l'emploi, soit le contrat optimal n'est pas modifié (assurance

---

<sup>4</sup>Holmstrom (1981) note tout de même qu'on peut s'étonner que l'on n'observe pas plus souvent, empiriquement, de tels contrats indexés sur de l'information publique, alors que c'est en théorie une solution intéressante.

<sup>5</sup>On pourrait continuer la discussion : pourquoi cette croyance que les entreprises qui trahissent aujourd'hui trahiront demain ? Repose-t-elle sur une hétérogénéité des entreprises, y a-t-il comportement de signalement par les entreprises ? Comment se fait le bouclage entre hétérogénéité des entreprises, croyance des travailleurs et comportements à l'équilibre ? Bull (1987) n'explique pas cela.

partielle, dont les salariés en interne peuvent juger si elle est respectée), soit on s’oriente vers des contrats de second rang vérifiables<sup>6</sup> (assurance partielle, indexée sur de l’information publique, ou assurance totale, qui elle est facile à vérifier).

Pour les salaires, la règle du salaire prédéterminé est vérifiable et ne pose donc pas de problème d’exécution *a priori* (on peut signer des contrats où le salaire est prédéterminé, sauf renégociation par consentement mutuel). Malcomson (1999) conclut que de tels contrats sont efficaces et exécutoires.<sup>7</sup>

## 1.2 Les contrats incitatifs

Les conditions de déroulement de l’emploi dans le temps (durée de l’emploi, profil de salaire) ont un rôle incitatif. Dans certains cas, la seule façon qu’un employeur a d’inciter à l’effort, c’est de menacer de licencier<sup>8</sup> ; or cette menace n’est effective que si le salarié perd quelque chose à ce licenciement : pour cela, il faut que l’employeur puisse promettre une rente, sous la forme d’un écart entre le salaire versé au salarié et son salaire de réserve.

Ce principe est au fondement du modèle de Shapiro et Stiglitz (1984). Une hypothèse importante s’y ajoute : les “contrats” considérés par Shapiro et Stiglitz consistent en un salaire constant pour la durée de l’emploi. L’écart entre salaire versé au salarié et salaire de réserve porte donc sur la durée complète de l’emploi. C’est

---

<sup>6</sup>Le tiers vérifiant le contrat n’étant *a priori* pas le juge : le droit du travail ne reconnaît pas de garanties d’emploi. Les fonctionnaires font exception ; en France et dans d’autres pays, ils ne sont pas soumis au code du travail (cf. Supiot, 2004).

<sup>7</sup>Il faut noter cependant que la possibilité d’une renégociation par consentement mutuel pose problème. Supposons un choc de productivité défavorable qui fait baisser la part de l’employeur. Pour la restaurer, celui-ci peut menacer de licencier le salarié si la négociation salariale n’est pas réouverte. Si cette renégociation aboutit, par exemple, à un partage proportionnel du surplus, l’employeur obtient alors une baisse du salaire. La promesse d’assurance n’a donc pas été tenue.

Selon Malcomson néanmoins (et dans le droit britannique auquel il fait référence), le juge serait à même d’interdire l’utilisation de la menace de licenciement comme moyen de pression de l’entreprise pour obtenir la renégociation à la baisse du salaire.

<sup>8</sup>Un mécanisme alternatif est la rémunération à la pièce ou à la performance (“piece rate”). Lazear (1986) constate cependant que ce mécanisme pose problème dès lors qu’un contrôle permanent du salarié est impossible ou trop coûteux. On réalise un contrôle périodique, et la sanction consiste en une réduction des salaires ultérieurs. Ce décalage entre faute et sanction crée une brèche : car si le salarié est payé à son salaire de réserve, il peut, dès qu’il est pris, quitter l’entreprise pour échapper à la sanction. La sanction n’est donc efficace que s’il y a des coûts de mobilité, ou si le salarié est payé au-dessus de son salaire de réserve – ce qui renvoie au profil de salaire incitatif des paiements différés (voir ci-dessous).

cet écart intertemporel qui explique l'existence d'un chômage involontaire d'équilibre. Cependant, l'hypothèse de salaire stationnaire est excessivement restrictive. Un simple dépôt (ou caution) versé par le salarié en début d'emploi et restitué une fois l'effort réalisé a le même effet incitatif que le salaire d'efficience de Shapiro et Stiglitz, sans remettre en cause l'égalité intertemporelle entre rémunération et salaire de réserve. Un tel mode de rémunération n'implique donc pas de chômage involontaire.<sup>9</sup>

Le paiement d'une retraite ou pension d'entreprise<sup>10</sup>, ou la rémunération à l'ancienneté, peuvent être considérés comme des "dépôts" incitatifs. Selon le modèle de Lazear (1979), les travailleurs sont payés en dessous de leur productivité marginale en début de carrière, en contrepartie d'une rémunération plus élevée en fin de carrière et du paiement d'une retraite à la sortie de l'entreprise. Ces contreparties sont néanmoins conditionnées par l'effort du salarié, ce qui rend incitative cette rémunération par "paiements différés".

Il convient de noter que dans la présentation de Lazear rémunération croissante avec l'ancienneté et retraite d'entreprise sont complémentaires pour créer les incitations nécessaires. D'une part en effet, l'impact incitatif d'un salaire croissant tend à s'épuiser en fin de carrière au fur et à mesure que se réduit le manque à gagner en cas de licenciement, puisque ce manque à gagner dépend de la durée d'emploi restant. La menace de perdre le bénéfice de la retraite est donc nécessaire. D'autre part, une retraite totalement conditionnée par le maintien du salarié jusqu'au terme de l'emploi n'est pas juridiquement possible. Le cadre légal impose en effet que les droits de retraite soient acquis à partir d'une certaine ancienneté (et éventuellement d'un certain âge), même si le salarié quitte l'entreprise avant l'âge normal de la retraite.<sup>11</sup> Pour qu'un départ prématuré reste coûteux pour le salarié, la plupart des retraites d'entreprise sont donc indexées sur les derniers salaires : cela incite bien à rester le

---

<sup>9</sup>Cet argument est connu sous le nom de "critique du dépôt" à l'encontre de l'explication du chômage involontaire par les théories du salaire d'efficience. Selon Cahuc et Zylberberg (1994), une telle critique peut être étendue à la plupart des contrats incitatifs induisant des inefficiences : ces inefficiences proviennent en général de restrictions indues sur les mécanismes d'incitation possibles.

<sup>10</sup>Les modèles présentés ici ont été développés pour les Etats-Unis où les retraites (ou pensions ; on emploiera alternativement les deux termes) d'entreprises sont fréquentes.

<sup>11</sup>C'est, aux Etats-Unis toujours, le principe des *vested pensions*.

plus longtemps possible dans l'entreprise si les salaires croissent avec l'ancienneté.<sup>12</sup>

Outre les paiements différés, l'incitation peut reposer sur un système de tournois pour les promotions au sein de l'entreprise (voir en particulier Malcomson, 1984). Dans un tel cadre, la croissance de la rémunération avec l'ancienneté n'est pas mécanique, mais résulte de promotions pour lesquelles les salariés sont mis en concurrence. Le salarié fournit alors un effort pour accroître ses chances de promotion.

Dans le cas des paiements différés, le problème d'exécution est relativement similaire à ce qu'il est pour le motif d'assurance. Simplement, la contradiction entre sanction par le marché (mécanisme de réputation) et impossibilité de la sanction par le juge (contrat non exécutoire) est encore plus aiguë. Car si on a recours à des paiements différés, c'est que l'effort n'est pas vérifiable par le juge – sinon, il y aurait sans doute d'autres mécanismes d'incitation plus simples. Or il n'y a trahison de l'employeur que *si le salarié a fourni l'effort* et n'est pas récompensé. Si ce n'est le juge, comment le marché peut-il vérifier si le salarié a fourni l'effort ? L'information requise semble excessive, sauf pour des travailleurs jeunes, présents dans l'entreprise qui peuvent observer le jeu entre les travailleurs âgés et l'employeur. On voit bien ici comment le recours à un mécanisme de réputation *intrafirme* (Bull, 1987) sauve l'argument.

Chacun des deux objectifs d'incitation et d'assurance pose des problèmes en cascade. On en a vu quelques exemples dans une littérature où ils abondent. En particulier, on parle de “double aléa moral” lié au problème d'incitation : la réponse au premier aléa moral (le comportement de “tire-au-flanc” du salarié) en crée un second (le comportement opportuniste de reniement de ses promesses par l'employeur). Ainsi encore, l'assurance se heurte au risque de renégociation. Dans les deux cas, l'enjeu est celui de la faisabilité (et de la fragilité) des contrats de long terme, c'est-à-dire de la crédibilité (ou du caractère exécutoire) des engagements.

---

<sup>12</sup>Cette discussion illustre les nombreux degrés de liberté que la définition des profils de salaire et des règles de pensions procure à l'entreprise. Cela fait – et c'est une critique parfois adressée à la théorie – qu'une multitude de schémas incitatifs sont possibles.

D'autres facteurs contribuent cependant à lever cette indétermination. Ainsi, Lazear (1986) cite trois facteurs qui conduisent à limiter la pente de salaire : la progressivité de l'impôt sur le revenu, les limites de la capacité d'emprunt du travailleur, le risque de comportement opportuniste de l'entreprise.

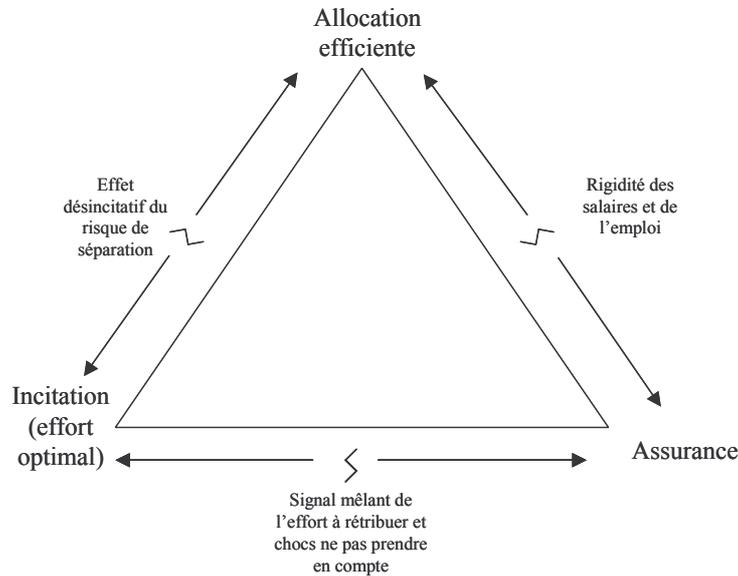


FIG. 4.1 – L'arbitrage entre efficacité allocative, incitation et assurance

Un deuxième type de problème induit est celui de la cohérence des contrats : un bon contrat assurantiel peut être peu incitatif, et des contrats assurantiels ou incitatifs peuvent conduire à des décisions de séparation inefficaces. Ce sont ces arbitrages qu'on envisage à présent.

### 1.3 Les arbitrages

Le figure 4.1 schématise les tensions entre les trois objectifs d'allocation efficace, d'incitation et d'assurance qu'on peut assigner à un contrat de travail.

L'arbitrage entre incitation et assurance est sans doute celui qui a été le mieux étudié. On a supposé jusqu'à présent que l'entreprise dispose d'une mesure de l'effort du travailleur (même si cette mesure n'est pas vérifiable par le juge). Or cette mesure est dans la réalité vraisemblablement bien imparfaite. Si elle repose sur la production du salarié, elle mêle les effets de l'effort du travailleur et de tous les chocs externes susceptibles d'affecter la productivité. On voit le dilemme s'il faut fonder la rémunération sur un tel signal imparfait. Inciter le salarié, c'est relier sa rémunération à son effort ; l'assurer, c'est la déconnecter des chocs externes. Si le signal ne permet pas de distinguer ces deux éléments, incitation et assurance entrent en

contradiction.<sup>13</sup>

Le principe d'assurance du salaire et certains des mécanismes d'incitation envisagés conduisent à des salaires prédéterminés, déconnectés des évolutions non anticipées de la productivité et du salaire de réserve du travailleur. Cette déconnexion est à l'origine de décisions de séparation inefficaces. Hall et Lazear (1984) explorent systématiquement les conséquences de l'absence de renégociation continue des salaires sur l'efficacité des séparations. Plus précisément, ils partent de deux hypothèses. En premier lieu, la renégociation continue des salaires n'est pas souhaitée par tous les agents, car elle est coûteuse, et risquée pour ceux dont la capacité de négociation est limitée. En second lieu, l'information est imparfaite, y compris *ex post*, chaque partie ignorant les options extérieures de l'autre. Sous ces hypothèses, nombre de contrats efficaces en termes d'allocation ne sont pas faisables. En particulier, le salaire de marché ( $W = A$ , où  $W$  est le salaire et  $A$  l'option extérieure du salarié) et le salaire à la pièce ( $W = V$ , où  $V$  est la productivité marginale du salarié) posent un problème d'information :  $A$  est inconnu de l'entreprise,  $V$  est mal connu du salarié, ce qui risque de conduire à des manipulations coûteuses d'information. La conclusion paradoxale de Hall et Lazear est alors qu'un mode de rémunération simple avec salaire prédéterminé, bien qu'il conduise à des séparations trop fréquentes, est un bon compromis.

En résumé de cette section, il semblerait que des contrats relativement simples – salaires prédéterminés, rémunération croissante avec l'ancienneté – puissent constituer des réponses relativement satisfaisantes aux problèmes d'incitation et d'assurance. Ce résultat théorique est séduisant dans la mesure où il correspond empiriquement à un mode de rémunération à l'ancienneté largement diffusé dans la seconde moitié du 20<sup>ème</sup> siècle et prégnant en France.<sup>14</sup> Cependant, deux problèmes importants subsistent : des salaires prédéterminés remettent en cause l'allocation efficace du travail ; et la soutenabilité de ces rémunérations repose sur la crédibilité de l'engagement des employeurs, potentiellement fragile. Ces deux difficultés peuvent induire une forte pression sur les travailleurs âgés, dans la mesure où leur ancienneté dans l'entreprise et leur âge peuvent rendre souhaitable la mobilité vers

---

<sup>13</sup>On pourra se reporter à Cahuc et Zylberberg (2001) pour une revue plus approfondie du problème.

<sup>14</sup>Voir à ce sujet la résistance de la rémunération à l'ancienneté évoquée au chapitre 1.

une autre entreprise ou vers l'inactivité, et dans la mesure où le fort écart entre salaire et productivité en fin de carrière exacerbe pour l'entreprise la tentation de renier ses engagements. Les deux sections qui suivent examinent ces deux problèmes.

## 2 Rétablir une allocation efficiente : retraite obligatoire et barème des retraites d'entreprise

Le problème du maintien inefficace en emploi se pose particulièrement en fin de carrière. L'âge efficace de départ en retraite peut se définir comme l'âge où la valeur du loisir rattrape la valeur du travail. Le fait que le salaire du travailleur en fin de carrière soit disjoint de sa productivité dans le cas d'une rémunération à paiements différés conduit le salarié à vouloir rester trop longtemps en emploi.

Deux réponses ont été considérées qui contribuent à expliquer les dispositifs de retraite observés. La première est l'institution d'un âge de retraite obligatoire (sous-section 1) ; la seconde est, en horizon incertain, la modulation des barèmes de retraite d'entreprise (sous-section 2). On envisage comment ces réponses théoriques au problème des séparations inefficaces permettent d'expliquer les évolutions des fins de carrière aux Etats-Unis et en France (sous-section 3). L'application à la France de ces théories développées principalement pour les Etats-Unis montre ses limites. Mais de légers déplacements de l'argument dans les sections suivantes ouvriront une piste pour expliquer l'existence des préretraites en France.

### 2.1 Le rôle de la retraite obligatoire en horizon certain

Comme le titre de l'article de Lazear en 1979 l'indique ("Why is There Mandatory Retirement?"), la théorie des paiements différés est autant une théorie des retraites qu'une théorie des incitations.

La figure 4.2, reprise de Lazear (1986) illustre en effet la nécessité de fixer une date obligatoire de retrait d'activité. Soit  $V(t)$  la valeur productive de l'emploi à l'âge  $t$ , et  $A(t)$  la valeur alternative du temps du travailleur (on peut considérer pour le moment qu'il s'agit de la valeur du loisir, croissante avec l'âge). Il est efficace que le travailleur prenne sa retraite en  $T$ , caractérisé par  $A(T) = V(T)$ . Si le travailleur était rémunéré

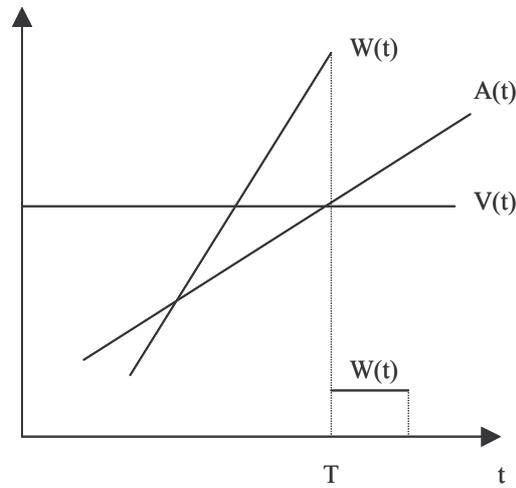


FIG. 4.2 – Principe des paiements différés (source : Lazear, 1986)

à sa productivité marginale, il partirait spontanément en  $T$ , date à laquelle la valeur du loisir dépasserait son salaire. Mais on introduit une rémunération avec paiements différés, sous la forme d'un profil  $W(t)$  croissant qui coupe  $A(t)$ , puis d'une retraite stable entre  $T$  et  $T'$ , âge du décès. Alors on a  $W(T) > A(T)$  si bien que le travailleur souhaite travailler au-delà de  $T$ , ce qui est inefficace. Fixer contractuellement  $T$  comme date de départ obligatoire en retraite évite ce problème.

Deux objections peuvent être soulevées. La première tient au cadre juridique. Afin de lutter contre la discrimination vis-à-vis des travailleurs âgés, certains Etats prohibent la fixation d'un âge de départ obligatoire. C'est le cas des Etats-Unis avec l'interdiction de tout âge de départ obligatoire en retraite (Neumark, 2001).<sup>15</sup>

La seconde objection tient à l'incertitude qui pèse *ex ante* sur  $A(t)$  et  $V(t)$ , et qui fait que la date  $T$  optimale n'est pas connue à l'avance. Il faudrait donc un système souple qui permette d'inciter les parties à moduler la date de séparation en fonction des réalisations de  $A(t)$  et  $V(t)$ . C'est l'objet des propositions qui suivent et qui utilisent les retraites d'entreprises comme des indemnités de licenciement.

<sup>15</sup>Cette interdiction est instaurée par étape dans le cadre de la législation fédérale contre la discrimination selon l'âge dans l'emploi (Age Discrimination in Employment Act, 1967). En 1978, un amendement interdit la mise en retraite forcée avant 70 ans. En 1986, toute mise en retraite forcée est interdite, quel que soit l'âge.

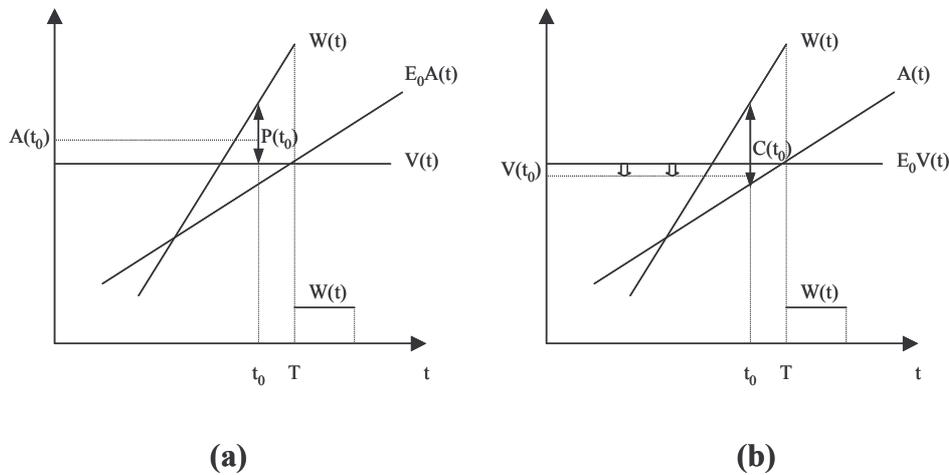


FIG. 4.3 – Rôle des indemnités de départ et de licenciement

## 2.2 Les retraites d'entreprises comme indemnités de départ et de licenciement

En présence d'incertitude, Hall et Lazear (1984) ont montré comment des salaires prédéterminés – comme ceux des paiements différés – conduisent à des séparations inefficaces (voir section précédente). La définition *ex ante* d'indemnités de départ  $P(t)$  (si le travailleur démissionne) ou de licenciement  $C(t)$  (si l'entreprise prend l'initiative de la séparation) permet de partiellement résoudre ces inefficaces. Les barèmes complexes des retraites d'entreprises peuvent s'interpréter comme de telles indemnités.

L'argument est développé dans Lazear (1982a et 1982b) et synthétisé dans Lazear (1986). Il s'expose plus clairement à partir d'un graphique complétant le précédent. Les profils  $E_0A(t)$  et  $E_0V(t)$  constituent à présent des profils espérés au moment de la définition du contrat. Les écarts entre ces profils espérés et leurs réalisations vont conduire à des séparations avant (ou après) la date  $T$  prévue, le salarié recevant une indemnité compensatrice si cette séparation se situe en fin de carrière, à un moment où il est payé au-dessus de son revenu alternatif.

Supposons un choc en  $t_0$ . Pour simplifier l'exposition<sup>16</sup>, faisons abstraction de la dynamique du problème (ou supposons de façon équivalente que  $t_0$  se situe un

<sup>16</sup>La généralisation se fait sans peine, mais réduit la clarté de l'exposition – voir Lazear (1982b).

laps de temps très court avant  $T$ , et qu'un passage de  $A(t)$  au-dessus de  $V(t)$  est irréversible). Supposons alors que  $A(t_0) > V(t_0)$ . Dans ce cas, la séparation anticipée est efficiente, mais le travailleur y perd  $W(t_0) - A(t_0)$ . Quelles clauses du contrat peuvent permettre que la séparation ait lieu ?

Considérons d'abord que le choc ait porté sur  $A$  et que  $V$  soit resté à sa valeur anticipée (figure 4.3a). Le travailleur constate que  $A(t_0) > V(t_0)$ . Mais pour qu'il démissionne, en l'absence de renégociation, il faudrait qu'une clause d'un contrat lui permette de recouvrer le manque à gagner. Il doit donc recevoir une indemnité de départ,  $P(t_0)$  au moins égale à  $W(t_0) - A(t_0)$ . Quelle est la valeur qu'il est efficient de prévoir *ex ante* pour  $P(t_0)$  ? Comme  $A(t_0)$ , à la différence de  $W(t_0)$  n'est pas connue *ex ante*, cette indemnité doit être fixée telle que  $P(t_0) = W(t_0) - E_0V(t_0) = W(t_0) - V(t_0)$  (on suppose pour le moment que  $V(t_0)$  est connu *ex ante*). En effet, une telle indemnité garantit que le travailleur démissionnera si et seulement si  $A(t_0) + P(t_0) > W(t_0)$ , c'est-à-dire dès que  $A(t_0) > V(t_0)$ . Cette indemnité de départ fixée *ex ante* garantit donc des séparations efficientes *ex post*.

De façon symétrique, quand  $A(t_0)$  est connu au moment de la définition du contrat et que l'aléa porte sur  $V(t_0)$ , une indemnité de licenciement  $C(t_0) = W(t_0) - A(t_0)$  garantit que l'employeur licenciera le salarié (sans que celui-ci en soit pénalisé) si et seulement si  $A(t_0) > V(t_0)$ , ce qui est encore la condition de séparation efficiente (figure 4.3b).

L'argument détaillé ici pour  $t_0$  vaut (en étendant la démonstration pour tenir compte de la durée de l'emploi) à toute date. On peut donc définir d'une part un profil d'indemnités de départ  $P(t)$  tel que le travailleur démissionne de façon efficiente en cas de choc sur ses positions de réserve (par exemple, une maladie qui le conduit à valoriser davantage le loisir), et d'autre part un profil d'indemnités de licenciement  $C(t)$  tel que l'entreprise licencie le travailleur de façon efficiente et sans rompre ses engagements de paiements différés en cas de choc négatif sur la productivité du travailleur. Lazear (1982b) montre comment les barèmes de retraite d'entreprises américaines comportent implicitement des indemnités  $C(t)$  et  $P(t)$ . En effet, ces barèmes stipulent, pour les retraites dites à bénéfices définis (*defined benefits*, DB) la pension due par l'entreprise en cas de séparation anticipée, en distinguant souvent si la séparation est initiée par l'employeur ou par le salarié. Ces barèmes ne respectent

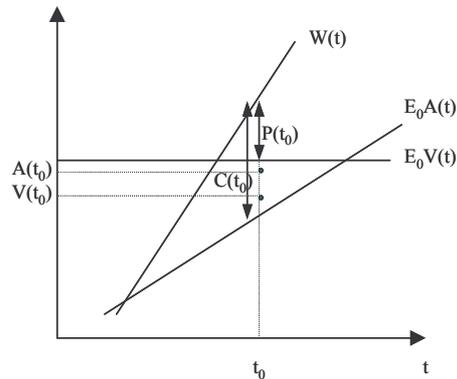


FIG. 4.4 – Inefficacité des indemnités de départ et de licenciement en cas de choc simultané sur  $A$  et  $V$

pas la neutralité actuarielle. Il est plus ou moins avantageux de prendre sa retraite à différents âges ; la différence entre la valeur (actualisée) de prendre une retraite anticipée et la valeur (actualisée) de la prendre à l'âge normal peut donc s'interpréter comme une indemnité de départ anticipé. Sur l'échantillon dont il dispose, Lazear montre qu'un grand nombre de pensions rendent le plus avantageux (pour le salarié) un départ volontaire à 55 ans, c'est-à-dire longtemps avant l'âge modal de la retraite (65 ans). Cette prime au départ anticipé peut donc s'interpréter comme l'indemnité  $P(t)$ . Le fait que  $P(t)$  soit maximale à 55 ans indiquerait qu'il s'agit de l'âge où les profils  $E_0A(t)$  et  $E_0V(t)$  se coupent, c'est-à-dire l'âge où la créance implicite du travailleur sur l'entreprise est maximale. Lorsqu'il existe un barème distinct quand c'est l'employeur qui prend l'initiative de la séparation, on peut de la même façon déduire le profil  $C(t)$  de l'indemnité de licenciement. Empiriquement, Lazear constate que la prime liée au licenciement anticipé,  $C(t)$ , est inférieure à  $P(t)$  et que les deux se rapprochent lorsqu'on approche de l'âge modal de départ en retraite, comme le prévoit la théorie.

Le barème des retraites à bénéfices définis s'avère donc un outil efficace pour améliorer l'efficacité des décisions de départ, en permettant des séparations efficaces en cas de choc non anticipé. Mais ce résultat n'est pas général. Il tombe dès lors qu'on envisage la possibilité d'une incertitude simultanée sur  $A(t)$  et  $V(t)$ . La figure 4.4 illustre ainsi un cas où le travailleur reste en emploi alors qu'il serait efficace qu'il parte. A la date  $t_0$ , on a en effet  $A(t_0) > V(t_0)$  : la séparation serait efficace.

Cependant, l'indemnité de licenciement  $C(t_0)$  est trop élevée pour que l'employeur en prenne l'initiative, et l'indemnité de départ  $P(t_0)$  est trop faible pour que le travailleur démissionne.

Finalement, les retraites d'entreprise utilisées comme indemnités contractuelles de licenciement et de départ permettent, en présence d'un profil de salaire prédéterminé, de limiter les décisions inefficaces d'allocation. Mais elles ne permettent pas de les éliminer toutes. Le résultat de Hall et Lazear (1984) reste donc valide.

## 2.3 Application aux Etats-Unis et à la France

On examine à présent l'apport de ces résultats théoriques à la compréhension des fins de carrière, en distinguant les Etats-Unis de la France.

### 2.3.1 Les Etats-Unis : évolution technologique et déclin des pensions à bénéfices définis

Outre les premières vérifications de Lazear (1982a et b), l'interprétation des pensions à bénéfices définis comme mécanisme d'incitation et d'allocation a été reprise récemment pour essayer de comprendre, aux Etats-Unis, la part croissante des pensions à contributions définies (DC) (Friedberg et Owyang, 2002 ; Friedberg et al., 2004).

A la différence des pensions à bénéfices définis (DB), les DC sont en effet neutres actuariellement (ils reposent sur un mécanisme de capitalisation ; le rendement des pensions suit celui des marchés financiers). Les DC ne peuvent donc jouer le rôle d'indemnités de départ ou de licenciement. Plus généralement, les droits que ces pensions octroient sont largement indépendants du fait que le travailleur reste ou non dans l'entreprise ; elles ne peuvent donc jouer un rôle incitatif comme les DB dans la théorie des paiements différés.

La désaffection relative vis-à-vis des DB suggère donc que le rôle d'incitation et d'allocation que ces pensions jouait n'est plus nécessaire, ou qu'un substitut a été trouvé. Friedberg et al. explorent différentes pistes d'explication. La première est que la nécessité de l'incitation a décliné, en raison d'une baisse du rendement du capital humain spécifique que l'effort du salarié permettait d'accumuler.<sup>17</sup> La

<sup>17</sup>Voir chapitre 6 pour les raisons d'une baisse potentielle du rendement du capital humain

seconde est liée au rôle de la rémunération à l'ancienneté (et des préretraites avec DB) comme moyen de limiter la rotation de la main-d'oeuvre. Ce turnover est dû en particulier à la recherche d'emploi "sur le tas" par les travailleurs (*on-the-job search*). Cette recherche est coûteuse (par le temps qu'elle soustrait au temps de travail) et aboutit à la destruction du capital humain spécifique. Il peut donc être mutuellement avantageux d'inciter le travailleur à ne *pas* chercher sur le tas, en mettant en place des retraites DB. Mais la recherche sur le tas peut redevenir avantageuse si les coûts de recherche diminuent et si le nombre d'opportunités augmente, ce qui peut être le cas avec le développement de la recherche d'emploi sur Internet. Dans ce cas, on est conduit à délaisser le système des DB.

Ainsi, aux Etats-Unis, les évolutions récentes des schémas de retraite peuvent s'interpréter dans le cadre plus large d'une flexibilisation des carrières, et particulièrement des fins de carrière. Qu'en est-il en France ?

### 2.3.2 La France : retraite obligatoire et préretraites d'entreprise

Il n'est pas sûr en revanche que l'appareil théorique développé par Lazear s'applique entièrement à la France.

L'hypothèse d'une rémunération incitative avec paiements différés est en général corroborée par les déclarations de responsables du personnel, et n'est ni réfutée, ni confirmée par les analyses économétriques de l'écart entre productivité et salaire.<sup>18</sup>

La retraite obligatoire existe en France au sens où, jusqu'à la récente réforme des retraites (août 2003), l'employeur pouvait contraindre un salarié de plus de 60 ans (ayant acquis ses droits à la retraite à taux plein) à quitter l'emploi.

Il n'existe pas en revanche d'équivalent généralisé aux retraites d'entreprises avec bénéficiaires définis. On pourrait penser que les préretraites d'entreprises s'en approchent. Cependant, il s'agit en général de plans ponctuels qui correspondent davantage à un moyen d'ajustement *ex post* qu'à une clause définie *ex ante* dans le contrat de travail.<sup>19</sup>

Plus fondamentalement, le trait décisif des cessations anticipées d'activité en spécifique.

<sup>18</sup>Voir à ce propos les travaux d'Aubert et Crépon (2004) présentés au chapitre 1.

<sup>19</sup>Ce point reste cependant à vérifier – comme on l'a noté au chapitre 1, les préretraites d'entreprise en France sont mal connues empiriquement ; cela rend difficile leur interprétation théorique.

France est de faire l'objet de fortes subventions publiques – un trait qu'on ne retrouve pas chez Lazear. Une piste d'interprétation serait que ces subventions visent à pallier la fragilité – et non l'inefficience allocative – des contrats de long terme. C'est cette hypothèse que développent les deux sections qui suivent.

### 3 Fragilité des contrats de long terme et remise en cause du modèle fordiste

Définissons comme emploi fordiste un régime d'emploi à vie (ou emploi garanti), à un salaire incitatif.<sup>20</sup> Un tel contrat constitue une réponse complète aux problèmes d'incitation et d'assurance. Mais on retrouve bien sûr l'arbitrage évoqué précédemment : cette assurance et cette incitation parfaite se font au détriment de l'efficience allocative. Un tel arbitrage peut constituer un optimum de second rang, en particulier dans un système productif où l'importance du capital humain spécifique fait que la stabilité de la main-d'oeuvre est souhaitable. Mais on voit bien en cas de choc défavorable les fortes tensions que l'engagement d'emploi à vie induit. Par conséquent, l'emploi fordiste exacerbe le problème de crédibilité. On parlera en ce sens de relation d'emploi fragile.

Si la contrainte de crédibilité se rompt, l'entreprise est amenée à trahir ses engagements – en particulier vis-à-vis des travailleurs âgés, qui peuvent être alors évincés. L'objectif de cette section est d'examiner plus en détail un tel mécanisme, en suivant une modélisation théorique de l'emploi fordiste dans un cadre de théorie des jeux (sous-section 1), appliqué au précédent historique des années 1930 (sous-section 2). On se demande ensuite si ce mécanisme est une hypothèse prometteuse pour l'explication de l'éviction des travailleurs âgés en France (sous-section 3). Les amendements que cet examen suggère guideront le modèle original développé dans la dernière section du chapitre.

---

<sup>20</sup>Historiquement, l'objectif d'Henry Ford était de limiter le turnover de ses ouvriers par des salaires supérieurs à ceux du marché. D'où l'appellation d'emploi fordiste pour une stabilisation totale (emploi à vie), avec des salaires incitatifs.

### 3.1 Une modélisation de la fragilité de l'emploi fordiste

Les deux sous-sections qui suivent s'appuient sur les travaux de Moriguchi (2001, 2003a et b). Le modèle développé par Moriguchi (2001) permet de comparer l'emploi fordiste à d'autres contrats possibles et d'endogénéiser le choix du contrat.

Une carrière individuelle comporte deux périodes, ce qui permet de distinguer les travailleurs "jeunes" et "âgés". L'employeur propose un contrat qui définit une règle de rémunération (éventuellement sur deux périodes) et un niveau d'effort requis. Le niveau d'effort du salarié jeune détermine sa productivité dans la même entreprise une fois âgé : l'effort peut donc s'interpréter comme un investissement dans du capital humain spécifique. Il peut prendre deux valeurs (élevé ou bas). Il n'y a pas d'incertitude (la productivité et le rendement de l'effort sont déterministes). La valeur alternative du temps du salarié (son salaire de marché) est exogène.

Trois types de contrats sont considérés : un contrat implicite incitatif, un contrat spot, et un contrat explicite. Le contrat implicite requiert un niveau d'effort élevé et le rétribue par un "bonus" : le salaire du travailleur âgé est supérieur au salaire de marché. L'emploi est garanti au travailleur. Ce contrat correspond au contrat fordiste, ou encore au contrat à paiements différés dans sa version initiale (Lazear, 1979). Le contrat spot rémunère le salarié au niveau du salaire de marché. Il requiert seulement le niveau bas d'effort, qui est vérifiable. Enfin, le contrat explicite indexe la rémunération du travailleur sur un indicateur imparfait (*proxy*) de son effort. Ce dernier contrat est explicite puisque l'indicateur est vérifiable par un tiers.

Moriguchi montre que ces trois contrats constituent des équilibres de Nash parfaits en sous-jeux. Pour le contrat implicite, cela requiert une condition qu'on peut appeler la contrainte de crédibilité : il faut que l'employeur soit dissuadé de renier son engagement (implicite) en deuxième période en refusant de payer le bonus dû. Pour cela, on suit l'argument de réputation de Bull (1987) : si l'entreprise renie son engagement, une fraction des générations suivantes le constate ; ces générations sanctionnent l'entreprise en refusant de s'engager dans de nouveaux contrats implicites avec elle. Si ces contrats sont avantageux pour l'entreprise, cela constitue un coût de réputation ; si ce coût est suffisant, il vient contrecarrer le gain immédiat de rompre le contrat ; l'entreprise est alors dissuadée de trahir son engagement.

Ce mécanisme de réputation fonctionne d'autant mieux que :

1. l'information circule bien, de telle sorte qu'une proportion importante des travailleurs de la génération future sanctionne la rupture du contrat<sup>21</sup>
2. l'entreprise a un horizon de long terme, si bien qu'elle pondère fortement le coût futur de réputation par rapport au gain immédiat de la rupture
3. le rendement net du capital humain spécifique est élevé, ce qui rend le contrat implicite préférable au contrat spot
4. l'effort du salarié est imparfaitement approché par le contrat explicite, ce qui rend le contrat implicite préférable au contrat explicite

Ainsi, des chocs portant sur l'un ou l'autre de ces quatre paramètres du modèle peuvent conduire à l'abandon du contrat implicite parce que ce dernier devient non crédible alors même qu'il peut continuer à dominer, en termes d'efficience, les deux autres contrats.

Ce modèle est utilisé par Moriguchi comme cadre d'analyse des changements ayant affecté les relations d'emploi au Japon et aux Etats-Unis dans les années 1930. Avant de résumer cette analyse historique, il convient de noter les forces et limites du modèle théorique.

Les principaux atouts du modèle résident dans sa cohérence interne et dans la variété des paramètres introduits pour décrire la sélection de l'un ou l'autre équilibre. Ainsi, la dérivation du rendement pour l'employeur de chaque contrat permet de prédire quel contrat s'applique, si l'employeur, en position de principal, dispose de tout le pouvoir de négociation.<sup>22</sup> Cette sélection dépend alors de paramètres technologiques – technologie permettant de mesurer l'effort du salarié, rendement du capital humain spécifique – et institutionnels ou économiques – circulation de l'information, horizon de l'employeur.

---

<sup>21</sup>Moriguchi en déduit que “diviser pour régner” n'est pas forcément une bonne stratégie pour l'entreprise. Au contraire, favoriser l'organisation des travailleurs permet de rendre le contrat implicite crédible, ce qui est bénéfique. C'est une explication des syndicats d'entreprise favorisés par les employeurs dans la première moitié du 20<sup>ème</sup> siècle (voir infra).

<sup>22</sup>Moriguchi considère que la sélection de l'équilibre fait aussi intervenir les croyances des agents. Cet aspect n'est cependant pas modélisé; en principe, si les travailleurs sont rationnels et bien informés des paramètres économiques, il n'y a pas de raison qu'ils refusent le contrat proposé, tant que la contrainte de crédibilité est respectée.

La principale limite du modèle est que le choix de considérer ces trois contrats est partiellement *ad hoc*. Il n'est pas justifié par rapport au problème fondamental de recherche d'un contrat optimal, avec ses trois objectifs d'allocation efficiente, d'incitation et d'assurance. En particulier, un contrat d'emploi garanti est vraisemblablement peu efficient en termes d'allocation, dès lors qu'on prend en compte l'incertitude du rendement du capital humain spécifique. Or cette hypothèse de contrat à vie exacerbe la contrainte de crédibilité, qui est un ressort important du modèle. En outre l'absence d'incertitude conduit à ignorer l'importante question de l'assurance. Le modèle de la section suivante visera à dépasser ces limites.

### 3.2 Etats-Unis et Japon : la “bifurcation” des années 1930

L'histoire comparée du devenir du “corporate welfarism” au Japon et aux Etats-Unis – son développement pendant les années 1920, son devenir face à la crise des années 1930 et son legs dans les institutions du marché du travail des deux pays – peut être relue dans le cadre théorique du modèle précédent (Moriguchi, 2003a).

Le “corporate welfarism” se développe aux Etats-Unis et au Japon dans certaines grandes entreprises jusqu'à concerner, à la fin des années 1920, 20% des ouvriers de ces deux pays. Trois traits le caractérisent : des avantages non salariaux fournis volontairement par l'employeur<sup>23</sup>, une plus grande sécurité de l'emploi et la représentation des ouvriers dans le cadre de syndicats d'entreprise.<sup>24</sup>

La crise des années 1930, beaucoup plus marquée aux Etats-Unis qu'au Japon, constitue un point de bifurcation. Aux Etats-Unis, le “corporate welfarism” résiste jusqu'à l'automne 1931, au prix de certains ajustements (gel des embauches, réduction des heures travaillées, réaffectation des travailleurs, baisse des salaires des dirigeants) encouragés par l'administration Hoover. A partir de 1931 cependant, ces pratiques sont abandonnées, consacrant la rupture du contrat implicite : les salaires horaires sont réduits, les avantages non salariaux retirés et des licenciements massifs ont lieu.<sup>25</sup>

---

<sup>23</sup>Ces avantages ne sont pas inscrits dans le contrat de travail. Ils sont parfois émunérés dans des brochures internes de l'entreprise, ce qui peut être une façon pour l'entreprise de gager sa réputation. Ils comprennent par exemple des congés payés, des services médicaux, des activités de loisir.

<sup>24</sup>Les “Employee Representation Plans”, alias “Company unions”.

<sup>25</sup>Selon un commentateur de l'époque, “this depression has undone fifteen years or so of good

En revanche, au Japon, la crise plus limitée (baisse de 10% de la production industrielle au lieu de 50% aux Etats-Unis) induit une pression moindre sur les contrats de long terme. Les engagements sont tenus au prix d'arrangements institutionnels. Le premier est le recours à la "retraite volontaire" pour les salariés âgés ou au licenciement avec des indemnités de départ qui excèdent largement les minima légaux. Le second est le recours au travail temporaire comme amortisseur du système.

Par la suite, ces évolutions divergentes se cristallisent. La mise en place du syndicalisme d'opposition, favorisée par la perception d'une rupture des engagements patronaux, engage les Etats-Unis vers une contractualisation (explicite) des relations professionnelles. En revanche, de nombreux traits présents des entreprises japonaises peuvent s'interpréter comme des prolongements du "corporate welfarism".

### 3.3 Quels enseignements pour la France depuis les années 1970 ?

Si on accepte l'hypothèse que les relations d'emploi en France s'apparentaient, dans les Trente Glorieuses, à l'emploi fordiste décrit ci-dessus<sup>26</sup>, la question qui se pose est de savoir si une remise en cause de ces contrats permet de comprendre l'évolution récente de l'emploi et plus spécifiquement des fins de carrière en France.

En premier lieu, le modèle de Moriguchi montre la fragilité intrinsèque du contrat fordiste et suggère des chocs qui ont pu miner sa crédibilité en France. La baisse du pouvoir des syndicats pourrait avoir réduit la menace de sanction en cas de rupture par l'employeur de ses engagements, et donc entamé la crédibilité des contrats implicites. La baisse du rendement du capital humain spécifique peut résulter du changement organisationnel et technologique.<sup>27</sup> La réduction de l'horizon des entreprises (le "court-termisme") peut être dû à la modification de la structure du capital des entreprises et au rôle accru des marchés financiers.<sup>28</sup>

En second lieu, l'étude historique du Japon et des Etats-Unis montre que l'évic-

---

personnel work", et désormais "labor is going to look to legislation and to personnel management for a solution" (Moriguchi, 2003a, p.24).

<sup>26</sup>Une réserve importante à ce titre tient au rôle de l'Etat et des négociations collectives après la deuxième guerre mondiale. Une partie au moins des contrats étaient explicites et collectifs.

<sup>27</sup>Voir chapitres 6 et 7.

<sup>28</sup>Voir Bertrand (1999) et Beffa et al. (1999).

tion des travailleurs âgés n'est pas forcément le résultat de la *rupture* des contrats de long terme. Paradoxalement, elle peut être comme au Japon le résultat de leur *maintien*. Distinguer entre ces deux causes opposées d'éviction est décisif pour comprendre les implications en termes de bien-être, en particulier pour les travailleurs âgés.

Telles quelles cependant, ces analyses présentent des limites pour être appliquées à la France. Outre les limites théoriques déjà évoquées, la principale limite empirique est qu'il reste à comprendre en France le développement de subventions *publiques* aux cessations anticipées d'activité.<sup>29</sup> Pourquoi l'Etat a-t-il en France durablement subventionné les cessations anticipées d'activité ? L'objectif de la section qui suit est de proposer une réponse théorique qui tienne compte des enseignements de ces trois dernières sections.

## 4 Les préretraites et la préservation des contrats de long terme en France

L'argument du modèle de cette section peut se résumer de la façon suivante. Un contrat de long terme par lequel l'employeur s'engage sur un paiement différé de l'effort du travailleur – par un salaire plus élevé ou par une indemnité compensatrice s'il s'avère plus efficient de se séparer – constitue une réponse optimale, du point de vue privé, aux problèmes d'incitation, d'assurance et d'allocation. Néanmoins, ce contrat n'est crédible que sous certaines conditions, plus restrictives que celles qui font qu'il est souhaitable. Une intervention des pouvoirs publics venant compléter les indemnités de licenciement que l'employeur verse est alors un moyen de permettre aux entreprises d'honorer leur contrat, et de préserver un équilibre socialement efficient. Certains dispositifs de préretraite en France peuvent se concevoir, sous conditions, comme une telle intervention efficiente.

On développe l'argument en quatre temps. Les hypothèses principales du modèle sont énoncées dans la sous-section 1. Le contrat de long terme et le contrat spot sont alors comparés à l'optimum privé (sous-section 2). La rupture de la condition de

---

<sup>29</sup>Ces cessations anticipées restent au Japon des initiatives *privées*.

crédibilité, dérivée dans la sous-section 3, ouvre la voie à une intervention publique (sous-section 4).

#### 4.1 Hypothèses du modèle

On part d'un cadre général proche de Moriguchi (2001). On considère une entreprise et un travailleur représentatifs. La relation d'emploi dure au plus deux périodes, au cours desquelles le travailleur est successivement jeune et âgé. Lorsqu'il est jeune, le travailleur peut fournir un effort non vérifiable (par un tiers), qui lui permet de se constituer un capital humain spécifique, au coût  $e$ . On suppose que ce coût est suffisamment faible pour qu'il soit toujours efficient de fournir l'effort. Les options extérieures du salarié aux deux périodes sont exogènes et valent  $z$ . L'utilité intertemporelle du travailleur dépend de sa consommation  $c_0$  et  $c_1$ , du facteur d'actualisation  $\rho$  et de l'effort fourni ou non. On note  $W_0^{ne}$  l'utilité sans effort et  $W_0^e$  l'utilité avec effort.

$$\begin{aligned} W_0^e &= u(c_0) - e + \rho u(c_1) \\ W_0^{ne} &= u(c_0) + \rho u(c_1) \end{aligned}$$

A la différence de Moriguchi (2001), on introduit une incertitude sur la productivité en deuxième période. La productivité du travailleur jeune vaut  $p_0$  et celle du travailleur âgé ayant investi vaut  $p_1 + \varepsilon$  où  $\varepsilon$  est un choc idiosyncrasique, stochastique, dont la fonction de répartition est notée  $G$ .<sup>30</sup> Cette incertitude pose la question de l'assurance. On suppose que l'entreprise est neutre par rapport au risque et que le salarié a de l'aversion pour le risque ( $u$  est concave).

On envisage deux types de contrat, en excluant les contrats d'emploi à vie, qui sont sous-optimaux en présence d'incertitude. Un contrat de long terme (indiqué LT) fixe une chronique de salaire  $(w_0, w_1)$  ainsi qu'une indemnité (contractuelle) de licenciement  $f_1$ ; il peut définir un niveau d'effort  $e$ . Les contrats spots sont des contrats sur une période définis par le salaire versé. On suppose que l'employeur a

---

<sup>30</sup>La productivité du travailleur âgé qui n'a pas investi et n'a pas acquis de capital humain spécifique vaut donc  $p_0 + \varepsilon$ .

Paramètre	Définition
Structure générale du modèle	
$\rho$	Taux d'actualisation
$c_a$	Consommation du travailleur d'âge $a$
$w_a$	Salaire du travailleur d'âge $a$
$z$	Allocations de chômage
$f_1$	Indemnité contractuelle de licenciement
$S$	Épargne du travailleur
$q$	Fraction d'une génération sanctionnant la trahison
Productivité	
$p_a$	Productivité de base d'un travailleur d'âge $a$
$\varepsilon$	Qualité idiosyncrasique d'un emploi de travailleur âgé
$G$	Distribution de $\varepsilon$
Valeurs	
$W_0^e$	Valeur d'un emploi pour le travailleur si effort
$W_0^{ne}$	Valeur d'un emploi pour le travailleur sans effort
$J_0$	Valeur d'un emploi avec travailleur jeune pour la firme
$J^v$	Valeur d'un emploi vacant pour la firme

TAB. 4.1 – Notations

tout le pouvoir de négociation : il propose un contrat que le travailleur jeune peut seulement accepter ou refuser (modèle principal-agent).

Même si l'équilibre du marché du travail n'est pas modélisé, le modèle est compatible avec l'existence de frictions d'appariement. On note  $J_0$  la valeur pour l'employeur d'un emploi avec un travailleur jeune, et  $J^v$  la valeur d'un emploi vacant. On suppose la libre-entrée des entreprises si bien qu'à l'équilibre  $J^v = 0$ .

Les notations du modèle sont résumées dans le tableau 4.1.

## 4.2 Comparaison des contrats

### 4.2.1 La référence de l'optimum privé

Il est nécessaire de pouvoir comparer les contrats considérés par rapport à l'optimum privé, qui est aussi l'optimum pour l'employeur puisque le surplus du salarié est toujours ramené à 0. Cet optimum correspond à ce qui se passerait s'il n'y avait aucun problème d'incitation, d'allocation, ni de lissage de la consommation (dans le temps et entre états de la nature). Il s'agit bien entendu d'un cas fictif, non réa-

lisible, destiné à servir de point de référence pour l'évaluation des autres contrats. Il consiste donc, du point de vue de l'employeur, à minimiser le coût de satisfaire la contrainte de participation du travailleur en lui octroyant une consommation ( $c_0$ ,  $c_1$ ), puis à choisir de le faire travailler ou de lui faire percevoir les allocations en seconde période<sup>31</sup>, afin de maximiser la valeur de l'emploi  $J_0$  :

$$\begin{cases} \max_{c_0, c_1} p_0 - c_0 - \rho c_1 + \rho \int \max(p_1 + \varepsilon, z + J^v) dG(\varepsilon) \\ sc \ u(c_0) - e + \rho u(c_1) \geq u(z) + \rho u(z) \end{cases}$$

La solution, dérivée en annexe A, consiste à donner au travailleur une consommation constante, à exiger l'effort  $e$  en première période et à le faire produire tant que sa productivité est supérieure au "coût d'opportunité" des allocations chômage, soit :

$$\begin{aligned} c_0^* &= c_1^* = z + \zeta \\ \varepsilon_1^* &= z - p_1 \end{aligned}$$

où  $\zeta$  est la rémunération nécessaire de l'effort, et  $\varepsilon_1^*$  est le seuil en dessous duquel l'employeur préfère percevoir le montant des allocations chômage du travailleur plutôt que le produit de son travail.

Le gain de l'employeur, qui est aussi égal au surplus privé, vaut

$$S_0^* = J_0^* = p_0 - z + (1 + \rho)\zeta + \rho \int_{z-p_1} (1 - G(\varepsilon)) d\varepsilon$$

Ce contrat est par construction optimal au sens où il remplit les trois objectifs que nous avons distingués. Il est incitatif – l'effort  $e$  est fourni. Il assure pleinement le salarié – dont l'utilité vaut  $u(z + \zeta)$  aux deux périodes et quel que soit l'état de la nature. Enfin, il garantit l'efficience allocative privé.

Mais ce contrat n'est évidemment pas faisable tel quel. Il sert uniquement de point de référence pour l'analyse. On va montrer à présent qu'en présence d'un

---

<sup>31</sup>On note en particulier que dans ce cas fictif les allocations chômage perçues par le travailleur sont transférées à l'employeur, en contrepartie des revenus  $c_0$  et  $c_1$  qu'il garantit au travailleur. C'est simplement une façon de décrire l'optimum privé, où la décision de l'employeur est prise en fonction du surplus potentiel engendré par l'emploi (et donc net des allocations chômage  $z$ ).

accès parfait au crédit le contrat de long terme permet d'obtenir le même résultat.

#### 4.2.2 Le contrat incitatif de long terme

Ce contrat consiste pour l'employeur à verser le salaire  $w_0$  en première période en requérant l'effort  $e$  puis, si le salarié a fourni l'effort, à l'employer en seconde période au salaire  $w_1$  ou à le licencier avec l'indemnité  $f_1$ . S'il n'a pas fourni l'effort, le travailleur est licencié sans indemnité en début de seconde période. En supposant pour l'instant qu'un tel contrat est crédible, le programme de l'employeur est alors :

$$\begin{aligned} & \max_{w_0, w_1, f_1} p_0 - w_0 + \rho \int \max(p_1 + \varepsilon - w_1, J^v - f_1) dG(\varepsilon) \\ & \text{sous les contraintes} \\ & W_0^e \geq u(z) + \rho u(z) \quad (\text{CP}) \\ & W_0^e \geq W_0^{ne} \quad (\text{CI}) \end{aligned}$$

où

$$\begin{aligned} W_0^e &= \max_S \left\{ u(w_0 - S) - e + \rho \left[ (1 - s_1) u \left( w_1 + \frac{1}{\rho} S \right) + s_1 u \left( z + f_1 + \frac{1}{\rho} S \right) \right] \right\} \\ W_0^{ne} &= \max_S \left\{ u(w_0 - S) + \rho u \left( z + \frac{1}{\rho} S \right) \right\} \end{aligned}$$

L'employeur maximise son profit sous deux contraintes. La contrainte de participation (CP) assure que le gain espéré du salarié  $W_0^e$  (avec effort) excède son option extérieure. La contrainte d'incitation (CI) assure que le gain espéré de fournir l'effort dans cet emploi excède le gain  $W_0^{ne}$  de ne pas fournir l'effort puis d'être licencié. Les expressions de  $W_0^e$  et  $W_0^{ne}$  tiennent compte du fait que le travailleur a accès aux marchés financiers pour lisser sa consommation grâce à une épargne  $S$ .

L'expression de  $W_0^e$  fait également intervenir la probabilité (endogène)  $s_1$  pour le travailleur d'être licencié bien qu'il ait fourni l'effort, auquel cas il touche les allocations chômage et l'indemnité de licenciement, soit au total  $z + f_1$  au lieu de  $w_1$ .

Malgré son apparente complexité, ce programme aboutit à une solution simple,

dont la preuve est donnée en annexe A. Le motif d'assurance conduit l'employeur à fixer l'indemnité  $f_1$  de façon à pleinement assurer le travailleur contre le licenciement :  $w_1 = z + f_1$ . Par ailleurs, la saturation des contraintes d'incitation et de participation conduit à fixer  $w_0 = z$ . Enfin, la saturation de la contrainte d'incitation conduit à rétribuer l'effort *ex post* par une quantité  $\gamma$  :  $w_1 = z + \gamma$ .<sup>32</sup> Finalement, la solution est caractérisée par :

$$\begin{cases} w_0^{LT} = z \\ w_1^{LT} = z + \gamma \\ f_1^{LT} = \gamma \\ S_0^{LT} = J_0^{LT} = p_0 - z - \rho\gamma + \rho \int_{z-p_1} (1 - G(\varepsilon)) d\varepsilon \end{cases}$$

L'annexe A montre que le contrat de long terme atteint la borne de l'efficience privée :

$$S_0^{LT} = S_0^*$$

Ce résultat se comprend en notant que l'usage conjugué de  $f_1$  et de  $w_1$  permet à l'employeur de définir un contrat pleinement assurantiel et pleinement incitatif, tout en rétablissant l'efficience allocative.  $f_1$  joue en effet un double rôle. En premier lieu, suivant Lazear (1982a et b), il rétablit des séparations efficaces en présence d'incertitude sur la production (comme sur la figure 4.3b,  $f_1$  est choisi de façon à combler l'écart entre l'alternative –  $A$  correspond ici à  $z$  – et le salaire promis –  $W$  correspond ici à  $w_1$ ). En second lieu, suivant par exemple Pissarides (2002), il permet d'assurer le travailleur contre le risque de perte d'emploi.

L'idée que les indemnités de licenciement peuvent jouer un rôle efficient n'est pas nouvelle. Cahuc (2003) rappelle ainsi leur rôle possible d'assurance, et de réduction des séparations inefficaces.<sup>33</sup> Il convient de noter cependant les limites du cadre.

<sup>32</sup> $\gamma$  est caractérisé de façon implicite par :

$$u\left(z + \frac{\rho}{1+\rho}\gamma\right) = u(z) + \frac{1}{1+\rho}e$$

<sup>33</sup>Dans la mesure où Cahuc (2003) raisonne sur les indemnités légales de licenciement, la réduction des séparations inefficaces provient d'un mécanisme différent. L'indemnité légale de licenciement permet de faire internaliser par l'employeur les externalités liées au licenciement d'un

D'une part, on raisonne jusque là sur l'efficacité privée (pour la paire employeur-travailleur) sans internaliser en particulier le coût de l'assurance chômage. D'autre part, la seule incertitude pèse sur la productivité de l'emploi, et non sur l'option extérieure du travailleur. On a vu avec Lazear qu'une indemnité de licenciement ne permettrait pas de restaurer des séparations efficaces si l'incertitude portait également sur l'option extérieure (voir figure 4.4). Il n'empêche que, dans le cadre choisi, ce résultat d'efficacité privée est un fort argument en faveur du contrat de long terme.

On compare à présent le contrat de long terme au contrat spot.

### 4.2.3 Le contrat spot

Le contrat spot ne comporte pas d'engagement sur plusieurs périodes. En deuxième période, l'employeur n'a aucune raison de proposer un salaire supérieur à l'option extérieure du travailleur,  $z$ . Faute de rémunération de son effort, le travailleur n'investit pas dans l'acquisition d'un capital humain spécifique. La productivité de base du travailleur reste alors  $p_0$  en deuxième période. En première période, le travailleur est également rémunéré  $z$ . La seule raison pour l'employeur de garder un travailleur sur deux périodes est d'économiser les coûts de recherche d'un salarié. En résumé :

$$\left\{ \begin{array}{l} w_0^S = z \\ w_1^S = z \\ S_0^S = S_0^S = p_0 - z + \rho \int_{z-p_0} (1 - G(\varepsilon)) d\varepsilon \end{array} \right.$$

Le contrat spot permet une allocation efficace du travail du point de vue privé : l'emploi est détruit si et seulement si  $p_0 + \varepsilon < z$ . Le travailleur est parfaitement assuré, sa rémunération étant ramenée à son option de sortie  $z$ . En revanche, aucun investissement dans le capital humain spécifique n'est fait. Comme on suppose qu'un tel investissement est rentable, le contrat spot n'est donc pas optimal.

A ce stade, le contrat de long terme apparaît donc comme très attractif. Encore faut-il qu'il soit faisable, ce qui suppose qu'il soit crédible. C'est la question qu'on examine à présent.

---

travailleur (coût social du chômage, en particulier).

### 4.3 Crédibilité du contrat de long terme

Quelle clause dans le contrat de long terme pose-t-elle problème ? Le salaire  $w_1^{LT}$  constitue une prime à l'ancienneté, qui peut être explicite et avoir valeur contractuelle.<sup>34</sup> En revanche, le versement de  $f_1^{LT}$  ne peut être garanti par le juge. En effet, pour que le contrat soit incitatif, il faut que le travailleur puisse être licencié sans indemnité en cas d'effort insuffisant. Or cet effort est, par hypothèse, non vérifiable (sinon, le problème d'incitation ne se poserait pas). C'est donc le paiement de  $f_1^{LT}$  qui doit être garanti par le mécanisme de réputation.

Le gain à court terme pour l'employeur de renier le contrat de long terme est donc d'économiser  $\gamma = f_1^{LT}$ . Le coût de réputation repose, selon l'argument de Bull (1987), sur la sanction infligée par les générations futures sur l'entreprise qui renierait son engagement, en refusant d'entrer dans de nouveaux contrats de long terme. Si on suppose que le contrat alternatif est le contrat spot, le coût de ne pouvoir employer un travailleur sur un contrat de long terme est  $J_0^{LT} - J_0^S$ . On suppose que la rupture de contrat est perçue et sanctionnée par une fraction  $q$  seulement des générations futures, et ce pour toutes les périodes futures. En tenant compte du facteur d'actualisation  $\rho$ , la condition de crédibilité s'écrit alors :

$$\frac{\rho}{1-\rho}q(J_0^{LT} - J_0^S) \geq \gamma \quad (\text{CC})$$

soit

$$\int_{z-p_1}^{z-p_0} (1 - G(\varepsilon))d\varepsilon \geq \frac{\rho^2q + 1 - \rho}{\rho^2q}\gamma$$

On peut expliciter cette contrainte en substituant les expressions de  $J_0^{LT}$  et  $J_0^S$ . Il en ressort, de façon analogue à Moriguchi (2001), que la contrainte de crédibilité a d'autant plus de chances d'être satisfaite que :

1. le rendement du capital humain spécifique ( $p_1 - p_0$ ) est élevé ou le coût de l'effort  $e$  est faible
2. l'information circule bien ( $q$  est élevé)
3. l'entreprise a un horizon de long terme ( $\rho$  est élevé)

---

<sup>34</sup>Voir dans la première section l'argument de Malcomson (1999) sur la vérifiabilité du salaire prédéterminé.

4. les allocations chômage ( $z$ ) sont faibles. Cet effet est nouveau par rapport à Moriguchi (2001). Il a une double origine. D'une part, en présence d'une utilité marginale décroissante, inciter le travailleur à l'effort est d'autant plus coûteux que son option extérieure est élevée ; par conséquent,  $\gamma$  augmente avec  $z$ . D'autre part, si  $z$  est élevé, le gain attendu de l'effort se réduit : dans le cas limite où  $z$  est si élevé qu'on licencie toujours le travailleur en période 2, il ne sert à rien de l'inciter à investir en période 1.

L'implication importante de l'équation (CC) est que, même lorsque le contrat de long terme est efficient (c'est-à-dire quand  $J_0^{LT} - J_0^S$  est positif), il se peut qu'il ne soit pas faisable. Cela peut venir de ce que le contrat de long terme domine le contrat spot d'une marge trop faible, car le rendement net du capital humain spécifique n'est pas élevé. Mais cela peut tenir à des causes qui n'ont rien à voir avec l'efficacité relative des deux contrats et qui sont capturées par les paramètres  $q$  et  $\rho$  : circulation insuffisante de l'information, horizon trop court de l'entreprise.

On envisage à présent l'hypothèse selon laquelle cette fragilité du contrat de long terme peut expliquer l'émergence de préretraites subventionnées sur fonds publics.

#### 4.4 Les préretraites au secours du contrat de long terme

Dans notre modèle, la réaction des entreprises japonaises à la récession des années 1930 peut se lire comme le fonctionnement normal du contrat de long terme. A la différence du contrat fordiste, le contrat de long terme autorise des licenciements et des mises en retraite anticipées, à condition que soient versées des indemnités compensatrices. Ces indemnités excèdent les minima légaux<sup>35</sup> puisqu'elles sont la rétribution d'un effort non vérifiable.

Les cessations anticipées d'activité en France depuis les trente dernières années ne peuvent s'expliquer directement de la même façon. Elles ont pris en effet une autre forme, avec d'importantes subventions des pouvoirs publics. Par exemple, la participation financière des entreprises aux préretraites ASFNE était souvent dans les années 1990 de l'ordre de 20% du coût seulement. Peut-on justifier cette mutualisation des coûts des cessations anticipées d'activité ?

---

<sup>35</sup>C'est bien ce que rapporte Moriguchi (2003a).

L'hypothèse est la suivante. Soit un choc tel que les engagements de long terme pris par les entreprises restent avantageux ( $J_0^{LT} > J_0^S$ ) mais ne sont plus soutenables (la contrainte de crédibilité n'est plus respectée). La subvention publique aux cessations anticipées d'activité peut être une façon de mutualiser la réponse à ce choc en préservant le contrat implicite c'est-à-dire en repoussant la tentation, pour les entreprises, de renier leur engagement.

Formellement, prenons le cas d'un choc qui réduise l'horizon  $\rho$  de l'entreprise. Définissons l'indemnité soutenable de licenciement en fonction de  $\rho$ , et notons-la  $f_{\max}$ . A partir de l'équation (CC), on obtient :

$$f_{\max}(\rho) = \frac{\rho^2 q}{1 - \rho + \rho^2 q} \int_{z-p_1}^{z-p_0} (1 - G(\varepsilon)) d\varepsilon$$

Cette fonction est représentée graphiquement figure 4.5, en notant  $K \equiv \int_{z-p_1}^{z-p_0} (1 - G(\varepsilon)) d\varepsilon$ . Comme  $J_0^{LT} - J_0^S$  ne dépend pas de  $\rho$ , quel que soit  $\rho$ , le contrat efficient est le contrat de long terme avec l'indemnité  $f_1^{LT} = \gamma$ . Néanmoins,  $f_1^{LT}$  n'est crédible que si  $f_1^{LT} < f_{\max}(\rho)$ . Comme la fonction  $f_{\max}$  est croissante, cela définit un facteur d'actualisation  $\rho^*$  tel que le contrat de long terme est crédible si et seulement si  $\rho \geq \rho^*$ .

Supposons que  $\rho$  vienne à prendre la valeur  $\rho_0 < \rho^*$ . Le contrat de long terme n'est plus soutenable. En l'absence d'intervention publique, l'entreprise passe à des contrats spots.<sup>36</sup> L'investissement en capital humain spécifique est réduit, les licenciements sont plus fréquents. Ce nouvel équilibre est sous-optimal, à la fois du point de vue privé et du point de vue social.

L'intervention publique consiste à organiser le départ des travailleurs âgés de façon qu'ils reçoivent  $f_1^{LT}$  comme promis. Par exemple, l'entreprise verse  $f_{\max}(\rho_0)$ , et l'Etat verse le complément  $pr = f_1^{LT} - f_{\max}(\rho_0)$ . Ainsi, le contrat est honoré, et l'équilibre des contrats de long terme est préservé. Cette intervention est efficiente du point de vue social. Elle est en effet efficiente du point de vue privé (si bien que les entreprises seraient même prêtes, s'il n'y avait pas de problème de cohérence tem-

---

<sup>36</sup>Cela est vrai que le choc ait été anticipé ou non. Si le choc est parfaitement anticipé, les contrats de long terme ne sont pas négociés, mais ils ne sont pas non plus trahis. Si le choc est imparfaitement (ou pas du tout) anticipé et que des contrats de long terme ont été négociés, une génération de travailleurs se voit privée de la fin de carrière ou de l'indemnité de licenciement promise.

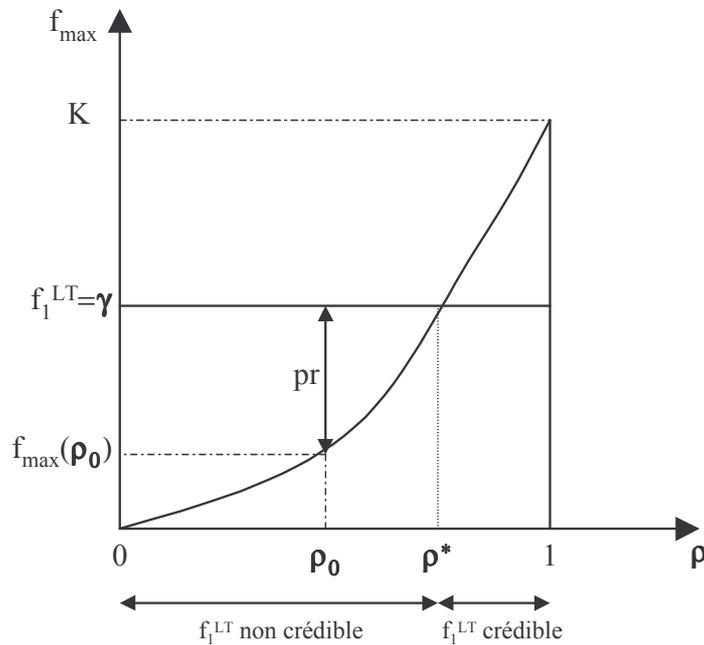


FIG. 4.5 – Crédibilité du contrat de long terme en fonction de l’horizon de l’entreprise et rôle des préretraites

porelle, à payer elles-mêmes la subvention  $pr$ ). Elle est donc *a fortiori* efficiente du point de vue social puisque les licenciements moins fréquents réduisent le coût social du chômage. En ce sens, la subvention des cessations anticipées d’activité semble donc constituer une réponse efficiente à une fragilisation des relations d’emploi de long terme.

Vérifions plus systématiquement dans quelle mesure et sous quelles conditions la subvention des cessations anticipées d’activité permet de préserver les trois atouts du contrat de long terme : assurance, incitation et efficience allocative.

Le maintien de l’assurance est clair. L’Etat vient compléter l’assurance fournie au travailleur âgé qui perd son emploi. Cette assurance repose à présent sur trois niveaux : l’assurance chômage ( $z$ ), l’indemnité de licenciement versée par l’employeur et le complément versé pour l’Etat. Pour le travailleur, cela ne change rien.

Pour que l’incitation perdure, il faut que la contrainte d’incitation (CI) reste valide. Or le gain en cas d’effort  $W_0^e$  est maintenu ; il faut donc que le gain en l’absence d’effort  $W_0^{ne}$  n’augmente pas. Pour cela, il faut que le salarié soit bien

licencié si son effort est insuffisant, et qu'il ne touche pas d'indemnité de départ en préretraite. Il faut donc, d'une part, que le dispositif de cessation anticipée d'activité ne soit pas un droit systématique pour tous les travailleurs âgés : les préretraites ASFNE remplissent cette condition, l'indemnisation non dégressive du chômage des travailleurs âgés ne la remplit pas.<sup>37</sup> Il faut d'autre part que l'entreprise soit bien incitée à sanctionner le travailleur dont l'effort est insuffisant. Il est donc important qu'une part significative de l'indemnité de licenciement reste à sa charge – sans quoi, pour préserver la paix sociale, elle pourrait être incitée à proposer les préretraites aux travailleurs n'ayant pas fourni l'effort voulu.

Le plus difficile est le maintien de l'efficacité allocative. Les préretraites introduisent en effet une distorsion pour les décisions de séparation. La condition d'allocation efficiente voudrait que l'entreprise ne licencie que les travailleurs tels que  $p_1 + \varepsilon < w_1 - f_1^{LT} = z$ . Or les entreprises sont, en présence d'un plan de préretraite, incitées à licencier dès que  $p_1 + \varepsilon < w_1 - (f_1^{LT} - pr)$ . Si l'Etat ne contrôle pas le plan de licenciement, la subvention qu'il verse conduit donc à un excès de séparations.

En résumé, la subvention aux cessations anticipées d'activité permet de maintenir un contrat de long terme efficient socialement, à la condition importante que l'Etat soit capable de continger les départs anticipés, et que ces conditions de départs avantageuses ne deviennent pas un droit systématique pour tous les travailleurs.<sup>38</sup>

D'un point de vue descriptif, une telle intervention publique correspond relativement bien aux préretraites du Fonds national de l'emploi (ASFNE), négociées au cas par cas entre l'Etat et l'entreprise, dans le cadre d'un plan social. Elle correspond moins à d'autres formes d'interventions plus systématiques, comme l'indemnisation non dégressive du chômage après 55 ans.<sup>39</sup>

D'un point de vue normatif, cela incite à un diagnostic prudent sur les préretraites. Des interventions ponctuelles semblent pouvoir se justifier sur le plan de

---

<sup>37</sup>Au contraire, la non dégressivité des allocations chômage pour les travailleurs âgés risque de réduire les incitations plutôt que de les sauvegarder : elle se traduit en effet par une hausse de l'option extérieure,  $z' > z$ .

<sup>38</sup>L'annexe B permet de vérifier dans un cadre plus formel que l'introduction de préretraites permet d'améliorer le bien-être, dans le cas où l'existence de ces préretraites est anticipée et internalisée par les entreprises, et où elle a un effet distorsif sur l'allocation du travail (excès de séparations si on ne suppose plus que l'Etat contigente les départs).

<sup>39</sup>Cette dernière peut bien sûr se justifier par d'autres raisons.

l'efficience sociale. Elles supposent cependant une information importante, notamment pour éviter les départs en excès. Par ailleurs, le risque d'enlisement dans des mesures systématiques semble réel : il serait, lui, contre-productif en termes d'incitation.

## 5 Conclusion

Dans son éloge de "l'impérialisme économique", Lazear (2000) présente l'économie comme un langage rigoureux qui met de l'ordre dans la complexité et produit des prédictions testables grâce à trois outils : la modélisation du comportement individuel rationnel de maximisation ; le concept d'équilibre ; la focalisation sur la question de l'efficience. Lazear insiste en particulier sur le rôle heuristique du concept d'efficience : si un résultat n'est pas efficient, c'est que certains arrangements n'ont pas lieu qui devraient avoir lieu ; pourquoi ?

D'une certaine façon, cette approche a guidé la démarche de ce chapitre. Cela permet de contrebalancer des analyses strictement négatives des cessations anticipées d'activité. Ces analyses mettent en évidence les nombreux effets pervers des cessations anticipées d'activité (voir en particulier la synthèse de Pisani-Ferry, 2001). Au niveau microéconomique, ces dispositifs contribueraient à stigmatiser les travailleurs âgés et à réduire les incitations à la formation. Au point de vue macroéconomique, leur effet sur l'emploi serait au mieux nul (dans l'hypothèse où le partant est remplacé), et le plus souvent négatif (voir Dares, 1996).

Or il ne suffit pas de montrer que les subventions aux cessations anticipées d'activité réduisent le nombre total d'heures travaillées dans l'économie pour conclure qu'elles sont inefficentes socialement. Il faut d'abord comprendre pourquoi ces cessations anticipées d'activité existent. Nous avons pour cela mis en évidence un contrat de long terme qui se comprend comme réponse efficiente aux problèmes d'allocation, d'incitation et d'assurance. Nous avons ensuite montré comment des subventions publiques aux cessations anticipées d'activité peuvent constituer une réponse efficiente à la fragilité de ce contrat de long terme.

Pour autant, le résultat doit être lu avec prudence. Car ce n'est rien d'autre qu'une hypothèse – une hypothèse dont le contenu a été affiné et la cohérence vé-

rifiée, mais seulement une hypothèse. Elle comporte certaines faiblesses : comment être sûr que l'Etat cible ses interventions sur les entreprises qui risquent de rompre leurs engagements de long terme ? comment peut-il éviter chez ces entreprises un recours excessif aux cessations anticipées d'activité ? L'action de l'Etat doit être particulièrement adaptée et informée.

Surtout, l'interprétation des subventions publiques aux cessations anticipées d'activité comme moyen de préserver les contrats de long terme sur le marché du travail est une hypothèse parmi d'autres. Est-ce une "prédiction testable" comme le requiert Lazear ? C'est la question du chapitre suivant.

## Annexe A : comparaison du contrat optimal et du contrat de long terme

### Contrat optimal

Rappelons le programme du contrat optimal :

$$\begin{cases} \max_{c_0, c_1} p_0 - c_0 - \rho c_1 + \rho \int \max(p_1 + \varepsilon, z + J^v) dG(\varepsilon) \\ \text{sc } u(c_0) - e + \rho u(c_1) \geq u(z) + \rho u(z) \end{cases}$$

Comme l'employeur et le travailleur ont le même facteur d'actualisation, il est optimal pour l'employeur de lisser la consommation du salarié, d'où  $c_0 = c_1 = c$ . Par ailleurs, la minimisation des coûts de l'employeur implique la saturation de la contrainte de participation, d'où :

$$u(c) - e + \rho u(c) = u(z) + \rho u(z)$$

On en déduit  $c = z + \zeta$  avec  $\zeta$  tel que :

$$u(z + \zeta) = u(z) + \frac{e}{1 + \rho} \quad (4.1)$$

On a alors :

$$J_0^* = p_0 - (1 + \rho)(z + \zeta) + \rho \int \max(p_1 + \varepsilon, z) dG(\varepsilon)$$

(à l'équilibre,  $J^v = 0$ ). Ou encore :

$$J_0^* = p_0 - (1 + \rho)\zeta - z + \rho \int \max(p_1 + \varepsilon - z, 0) dG(\varepsilon)$$

En intégrant par parties, on a :

$$\int \max(p_1 + \varepsilon - z, 0) dG(\varepsilon) = \int_{z-p_1} (\varepsilon - (z - p_1)) dG(\varepsilon) = \int_{z-p_1} (1 - G(\varepsilon)) d\varepsilon$$

Finalement,

$$J_0^* = p_0 - (1 + \rho)\zeta - z + \rho \int_{z-p_1} (1 - G(\varepsilon))d\varepsilon \quad (4.2)$$

### Contrat de long terme

On note  $L$  le lagrangien,  $\lambda$  et  $\mu$  les multiplicateurs associés au programme du contrat de long terme :

$$\begin{aligned} & \max_{w_0, w_1, f_1} p_0 - w_0 + \rho \int \max(p_1 + \varepsilon - w_1, J^v - f_1) dG(\varepsilon) \\ & \text{sous les contraintes} \\ & W_0^e \geq u(z) + \rho u(z) \quad (\lambda) \\ & W_0^e \geq W_0^{ne} \quad (\mu) \end{aligned}$$

Considérons tout d'abord les conditions du premier ordre pour  $f_1$  et  $w_1$ . En appliquant le théorème de l'enveloppe à  $W_0^e$  et  $W_0^{ne}$ , il vient :

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial f_1} &= -\rho s_1 + (\lambda + \mu) \left[ s_1 u'(z + f_1 + \frac{1}{\rho}S) + \frac{\partial s_1}{\partial f_1} \left( u(z + f_1 + \frac{1}{\rho}S) - u(w_1 + \frac{1}{\rho}S) \right) \right] = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial w_1} &= -\rho(1 - s_1) + (\lambda + \mu) \left[ (1 - s_1) u'(w_1 + \frac{1}{\rho}S) + \frac{\partial s_1}{\partial w_1} \left( u(z + f_1 + \frac{1}{\rho}S) - u(w_1 + \frac{1}{\rho}S) \right) \right] = 0 \end{aligned}$$

Cela implique (en notant que  $-\frac{\partial s_1}{\partial f_1} = \frac{\partial s_1}{\partial w_1} = g(\varepsilon_1)$ ) :

$$u'(w_1 + \frac{1}{\rho}S) - u'(z + f_1 + \frac{1}{\rho}S) = g(\varepsilon_1) \left( \frac{1}{1 - s_1} + \frac{1}{s_1} \right) \left( u(w_1 + \frac{1}{\rho}S) - u(z + f_1 + \frac{1}{\rho}S) \right)$$

En raison de la concavité de  $u$ , le terme de gauche est positif si et seulement si  $w_1 + \frac{1}{\rho}S \leq z + f_1 + \frac{1}{\rho}S$ . Or celui de droite est positif si et seulement si  $w_1 + \frac{1}{\rho}S \geq z + f_1 + \frac{1}{\rho}S$ . On a donc nécessairement :

$$w_1 = z + f_1$$

Qu'il fournisse ou non l'effort, le travailleur lisse sa consommation grâce au niveau d'épargne choisi et consomme en fonction de son revenu permanent, d'où :

$$\begin{aligned} W_0^e &= (1 + \rho)u\left(\frac{w_0 + \rho w_1}{1 + \rho}\right) - e \\ W_0^{ne} &= (1 + \rho)u\left(\frac{w_0 + \rho z}{1 + \rho}\right) \end{aligned}$$

On montre par ailleurs par l'absurde que la contrainte d'incitation est active. La contrainte de participation est saturée pour minimiser le coût de l'employeur. On a alors :

$$W_0^e = W_0^{ne} = (1 + \rho)u\left(\frac{w_0 + \rho z}{1 + \rho}\right) = (1 + \rho)u(z)$$

Cela implique :

$$w_0 = z$$

Par conséquent, la contrainte d'incitation devient  $u\left(\frac{z + \rho w_1}{1 + \rho}\right) = u(z) + \frac{e}{1 + \rho}$  d'où :

$$\begin{aligned} w_1 &= z + \gamma \\ \text{avec } \gamma &\text{ tel que} \\ u\left(z + \frac{\rho}{1 + \rho}\gamma\right) &= u(z) + \frac{e}{1 + \rho} \end{aligned} \tag{4.3}$$

On en déduit, par des calculs similaires à ceux du contrat optimal, que

$$J_0^{LT} = p_0 - z - \rho\gamma + \rho \int_{z - p_1} (1 - G(\varepsilon))d\varepsilon \tag{4.4}$$

## Comparaison du contrat optimal et du contrat de long terme

D'après les équations (4.2) et (4.4), on a :

$$J_0^{LT} - J_0^* = (1 + \rho)\zeta - \rho\gamma$$

Or d'après les équations (4.3) et (4.1),  $\frac{\rho}{1 + \rho}\gamma = \zeta$ .

Finalement,

$$J_0^{LT} = J_0^*$$

## Annexe B : Internalisation des préretraites

Cette annexe examine comment l'anticipation par les entreprises de l'existence de préretraites peut modifier leurs comportements, lorsque la contrainte de crédibilité est active.

Les préretraites sont modélisées comme le remboursement par l'Etat à l'entreprise d'une partie de l'indemnité  $f_1$  de licenciement, notée  $pr$ .<sup>40</sup>

### Contrainte de crédibilité

La contrainte de crédibilité requiert que l'entreprise préfère payer  $f_1 - pr$  et pouvoir engager des contrats de long terme sur l'emploi vacant plutôt que de ne payer aucune indemnité de licenciement et ne pouvoir à l'avenir engager que des contrats spots. En notant  $J_v^{LT}$  et  $J_v^S$  la valeur d'emplois vacants sous ces deux hypothèses, il vient :

$$J_v^{LT} - (f_1 - pr) \geq J_v^S \quad (4.5)$$

Soit l'équation de valeur standard d'un emploi vacant en contrat  $i$  ( $i = LT$  ou  $S$ ) :

$$J_v^i = -c + \rho(hJ_0^i + (1-h)J_v^i)$$

où  $c$  est le coût de postage et  $h$  est la probabilité (ici exogène) de remplir un emploi vacant. La condition (4.5) devient :

$$J_0^{LT} \geq J_0^S + \delta(f_1 - pr) \quad (CC)$$

avec  $\delta = \frac{1-\rho(1-h)}{\rho h}$ .

---

<sup>40</sup>De façon équivalente,  $pr$  peut être modélisée comme le versement au travailleur d'une prime qui vient s'ajouter à l'indemnité versée par l'entreprise.

## Programme de l'entreprise et optimisation du niveau de pré-retraite

Le contrat de l'entreprise s'écrit alors :

$$\begin{aligned} & \max_{w_0, w_1, f_1} p_0 - w_0 - \tau + \rho \int \max(p_1 + \varepsilon - w_1, J_v^{LT} - f_1 + pr) dG(\varepsilon) \\ & \text{sous les contraintes} \\ & W_0^e \geq u(z) + \rho u(z) \quad (\mu_P) \\ & W_0^e \geq W_0^{ne} \quad (\mu_I) \\ & p_0 - w_0 - \tau + \rho \int \max(p_1 + \varepsilon - w_1, J_v^{LT} - f_1 + pr) dG(\varepsilon) \geq J_0^S + \delta(f_1 - pr) \quad (\mu_C) \end{aligned}$$

$\tau$  est choisi par l'Etat de façon à financer les préretraites :  $\tau = \rho s_1 pr$ .

Lorsque la contrainte de crédibilité n'est pas saturée, on retrouve la solution du contrat précédent (annexe A). Sous contrainte de financement équilibré des préretraites, on montre facilement que  $J_0^{LT}(pr)$  est maximal pour  $pr = 0$ . L'intuition est la suivante : les préretraites constituent pour l'entreprise un transfert intertemporel – l'Etat ponctionne le coût moyen des préretraites en période 0 sous la forme de la taxe  $\tau$  et le reverse en période 1. Lorsque la contrainte de crédibilité est inactive, la seule incidence de ce transfert est que  $pr$  crée une distorsion sur la décision de licenciement : il y a excès de licenciement (pour  $pr > 0$ ) par rapport à ce qui serait optimal.

Lorsque la contrainte de crédibilité est active, il y a un arbitrage entre l'effet défavorable distorsif des préretraites (moins bonne allocation) et le fait que  $pr$  permet de relâcher la contrainte de crédibilité (permettant une meilleure assurance ou incitation). Pour optimiser le choix de  $pr$ , il n'est plus possible de calculer analytiquement  $J_0^{LT}(pr)$ . Ce n'est pas nécessaire pour montrer qu'un montant strictement positif de  $pr$  est préférable à l'absence de préretraites. En utilisant le théorème de l'enveloppe, on peut en effet approximer l'impact de  $pr$  (à budget équilibré) sur le maximum  $J_0^{LT}$  du programme de l'employeur. On obtient après calcul :

$$\frac{dJ_0^{LT}}{dpr}(p_0) = k(-\rho g(\varepsilon_1^*) pr_0 (1 + \mu_C^*) + \delta \mu_C^*)$$

où  $\varepsilon_1^*$  est la valeur du seuil optimal de licenciement pour  $pr = pr_0$  et où  $\mu_C^*$  est la

valeur du multiplicateur de Lagrange alors associé à la contrainte de crédibilité.  $k$  est un facteur dont on peut montrer qu'il est strictement positif en  $pr_0 = 0$ .<sup>41</sup>

On retrouve, pour le cas particulier  $\mu_C^* = 0$  (contrainte inactive) que l'optimum est caractérisé par  $\frac{dJ_0^{LT}}{dpr}(0) = 0$ . Mais dans le cas où  $\mu_C^* > 0$  (contrainte de crédibilité active), on a :

$$\frac{dJ_0^{LT}}{dpr}(0) = k\delta\mu_C^* > 0$$

L'Etat améliore donc le bien-être (ici représenté par  $J_0^{LT}$ ) en introduisant des pré-retraites ( $pr > 0$ ).

---

<sup>41</sup>On a  $k = \frac{1}{1 - (1 + \mu_C^*) \frac{\rho}{\varepsilon_1^*} (1 - (1 - \rho)g(\varepsilon_1^*)pr_0 - (1 - \rho)(1 - \varepsilon_1^*))}$ . On peut démontrer par l'absurde que  $k > 0$  pour  $pr_0 = 0$ . Si on avait  $k \leq 0$ , l'effet de relâcher la contrainte de participation serait négatif ou nul, ce qui n'est pas possible.



# Chapitre 5

## Les préretraites au secours des contrats de long terme ? Vers un test empirique

### 1 Introduction

L'objectif de ce chapitre est d'amorcer un test empirique de l'hypothèse selon laquelle les préretraites ont été en France un moyen de préserver les contrats de long terme.

Il convient de prendre la mesure de la difficulté d'un tel test. Il suppose en effet trois étapes, dont chacune présente des écueils :

- **Etape 1 : identification des contrats de long terme** : Dans une perspective statique, il s'agit en premier lieu d'identifier les contrats de long terme par opposition aux contrats de court terme ou contrats "spots". La durée effective de l'emploi ne suffit pas pour inférer si le contrat est ou non de long terme. Un emploi durable peut en effet résulter de la répétition de contrats spots, où le salaire et l'emploi sont renégociés continûment mais où l'emploi est reconduit à chaque fois afin de ne pas perdre le capital humain spécifique accumulé. Toujours dans cette perspective statique, il s'agit ensuite de distinguer entre différents modèles de contrats de long terme (modèles assurantiels et incitatifs, sous leurs différentes variantes). La difficulté est que la théorie

ne fournit pas toujours des prédictions testables et discriminantes – selon le constat de Baker et Holmstrom (1995), on a souvent trop de théories et peu de moyens empiriques de faire le tri.

- **Etape 2 : Mise en évidence d’une évolution des contrats de long terme** : Dans une perspective dynamique, on veut en second lieu étudier l’évolution des contrats pratiqués. La principale difficulté tient alors aux données. La caractérisation statique des contrats de long terme peut déjà exiger des données riches. Pour la mise en évidence d’une dynamique, il faut encore disposer soit de séries longues<sup>1</sup>, soit de données en coupe où on puisse identifier des groupes déjà touchés par le changement et d’autres non affectés.
- **Etape 3 : Mise en évidence d’un impact différencié sur les travailleurs âgés** : En troisième lieu, il s’agit de tester si la dynamique des contrats de long terme a affecté de manière spécifique les travailleurs âgés. La difficulté empirique est alors de bien mettre en évidence les effets des contrats de long terme, et non d’autres facteurs susceptibles d’affecter directement les travailleurs âgés (par exemple, l’évolution des politiques publiques, le changement organisationnel et technologique,...)

Peu de travaux empiriques couvrent ces trois étapes. Ceux qui s’en approchent le plus traitent du marché américain. Le chapitre procède donc en deux temps. On examine d’abord les tests existants sur données américaines d’un éventuel déclin des contrats de long terme (étapes 1 et 2), en accordant une attention spécifique aux problèmes de méthode (section 1). On propose ensuite un premier test pour la France : une analyse sur longue période des rôles respectifs de l’âge et de l’ancienneté face au risque de perte d’emploi, afin de voir si l’éviction des travailleurs âgés a pu protéger les travailleurs anciens d’âge médian d’une remise en cause des contrats de long terme (section 2).

---

<sup>1</sup>En effet, les chocs susceptibles de conduire à un renouvellement des types de contrats – chocs technologiques, changements dans la structure financière des entreprises, ouverture au commerce international – sont des changements progressifs dont les effets portent sans doute sur le moyen terme et le long terme.

## 2 Tester le déclin des contrats de long terme : méthode et applications aux Etats-Unis

L'objectif n'est pas de rendre compte de l'ensemble des test empiriques statiques visant à identifier les contrats de long terme (étape 1)<sup>2</sup>, mais d'étudier les tests existants d'un déclin des contrats de long terme (étapes 1 et 2).

Ces tests sont plus ou moins explicitement reliés aux modèles théoriques présentés au chapitre précédent. Il a paru cependant utile de les classer différemment, en distinguant les tests portant sur les salaires (sous-section 1) des tests portant sur l'emploi (sous-section 2).

### 2.1 Les tests sur les salaires

Les modèles de contrats de long terme font deux types de prédiction sur les salaires. D'une part, la théorie des paiements différés implique des salaires croissants avec l'ancienneté (avec une pente supérieure à celle de la productivité) ; d'autre part, l'argument d'assurance – mais aussi dans une certaine mesure celui des paiements différés – implique des salaires prédéterminés, insensibles aux fluctuations de la conjoncture. On examine successivement les tests dérivés de ces prédictions.

#### 2.1.1 Tests sur les profils de salaires : les paiements différés

Dans le modèle de Lazear (1979), la pente du profil de salaire est supérieure à celle du profil de productivité selon l'âge. Cette prédiction est-elle testable ? Est-elle discriminante vis-à-vis d'autres théories ? On montre ici que les deux réponses sont plutôt négatives, ce qui conduit à ne pas fonder trop d'espoirs sur ce type de tests.<sup>3</sup>

Le test direct du modèle de paiements différés supposerait d'estimer le profil de productivité selon l'âge. On a vu au chapitre 1 les difficultés d'une telle estimation,

---

<sup>2</sup>Pour une revue de littérature, on verra en particulier Gibbons et Waldman (1999).

<sup>3</sup>Etablie à la fin des années 1980, la revue de littérature de Hutchens (1989) parvenait à une réponse positive. Il considérait comme acquis l'écart entre salaires et productivité (selon les travaux d'Abraham et Medoff, 1980 et 1981), tout en mentionnant le débat en cours sur l'estimation des rendements de l'ancienneté. Par ailleurs, il caractérisait les contrats à paiements différés par une batterie d'indicateurs plus ou moins convaincants : pensions d'entreprise, retraite obligatoire, ancienneté moyenne élevée, salaire relatif des plus âgés élevés.

et les nombreux biais possibles. De fait, les résultats d'Aubert et Crépon (2004) ne permettent ni de rejeter ni de valider la théorie des paiements différés.

L'autre possibilité consiste à se focaliser sur les seuls salaires. La croissance des salaires dans le modèle des paiements différés traduit un effet de l'ancienneté dans l'entreprise.<sup>4</sup> Une rémunération avec paiements différés se traduit donc, toutes choses égales par ailleurs, par des rendements salariaux de l'ancienneté plus élevés. Peut-on pour autant tester la théorie par l'estimation des rendements de l'ancienneté ? Cela soulève deux objections.

La première est que les rendements salariaux de l'ancienneté ont d'autres sources possibles, en particulier la rémunération du capital humain spécifique. Selon les intuitions de Becker et la démonstration de Hashimoto (1981), employeur et employé peuvent parvenir à un investissement efficient dans le capital humain spécifique en s'en partageant le coût et le bénéfice. En l'absence de paiements différés, on s'attend donc déjà à ce que les salaires croissent avec le capital humain spécifique accumulé, donc avec l'ancienneté. L'estimation des rendements de l'ancienneté ne constitue pas, seule, un test discriminant de l'existence de contrats à paiements différés.

La seconde objection est pratique : l'estimation des rendements de l'ancienneté pose de nombreux problèmes économétriques.<sup>5</sup> En effet, la mobilité des travailleurs (donc leur ancienneté) est endogène, ce qui peut conduire à de forts biais dont le sens n'est pas toujours clair.<sup>6</sup> Même s'il existe des méthodes visant à corriger ces biais, les résultats obtenus dans la littérature restent sensibles aux données et à la méthode mise en oeuvre.

Le problème ainsi posé, quels sont les tests disponibles dans la littérature d'un éventuel déclin du rendement de l'ancienneté ? Sont-ils interprétables en termes de remise en cause des paiements différés ?

DiPrete, Goux et Maurin (2002), étudient l'évolution des rendements de l'ancien-

---

<sup>4</sup>Par opposition à un effet de l'âge ou de l'expérience du salarié sur le marché du travail.

<sup>5</sup>Voir en particulier Topel (1991) et Altonji et Williams (1997).

<sup>6</sup>Par exemple, les individus plus productifs pour des raisons non observées peuvent être plus mobiles, dans la mesure où ils cherchent plus activement des emplois plus rémunérateurs, ou moins mobiles, dans la mesure où ils risquent moins d'être licenciés. Dans le premier cas, les individus plus anciens sont plus productifs sans que ce soit l'effet causal de l'ancienneté (biais de surestimation du rendement de l'ancienneté), dans l'autre cas, c'est le contraire (biais de sous-estimation de l'ancienneté).

neté aux Etats-Unis. En contrôlant les effets de la mobilité sélective des travailleurs, ils estiment une baisse de ce rendement chez les plus diplômés (*college-educated*) entre les années 1980 et 1990. Ils estiment également que le rendement de l'expérience est plus élevé et le rendement de l'ancienneté plus faible dans les secteurs à haute technologie. Dans la mesure où, selon leur hypothèse, les secteurs à haute technologie précèdent les autres dans le développement de nouveaux modèles de production<sup>7</sup>, ces résultats peuvent s'interpréter comme une érosion du rendement de l'ancienneté liée à un choc technologique. DiPrete et al. ne proposent pas une interprétation en termes de contrats de long terme. De fait, si l'explication technologique peut être renforcée par l'abandon de contrats de long terme<sup>8</sup>, elle est suffisante ici. Selon un principe de parcimonie, on peut donc s'en tenir à cette explication.

Cette première étude met donc en évidence une érosion du rendement du capital humain spécifique, mais ne permet pas d'établir le lien avec un déclin des contrats de long terme. En revanche, l'étude de Gokhale et al. (1995) isole une source plausible de rupture de contrats de long terme. Selon l'hypothèse de Shleifer et Summers (1988), le changement d'actionnaires consécutif à un raid boursier peut conduire l'entreprise à renier des contrats implicites par lesquels ses nouveaux propriétaires ne se sentent pas tenus.<sup>9</sup> Gokhale et al. disposent d'un échantillon détaillant les politiques salariales de 120 entreprises environ entre 1980 et 1991, aux Etats-Unis. Huit d'entre elles ont subi une prise de contrôle hostile sur la période. Pour identifier les contrats de long terme, Gokhale et al. calculent pour chaque employeur aux différentes dates et au sein de 17 métiers (*job families*) l'écart de rémunération entre postes correspondant à un même métier mais d'un niveau hiérarchique différent (par

---

<sup>7</sup>Il s'agit du modèle "post-fordiste", où la création de valeur repose sur la recombinaison incessante des talents et du capital, et non sur l'accumulation d'un capital spécifique à l'entreprise.

<sup>8</sup>Si on se réfère au modèle de la section finale du chapitre précédent, l'interprétation de DiPrete et al. correspond à une baisse du rendement du capital humain spécifique,  $p_1 - p_0$ . Cette baisse peut conduire à une remise en cause du contrat de long terme par deux mécanismes : la moindre attractivité du contrat incitatif, d'une part ; la rupture de la contrainte de crédibilité du fait de cette moindre attractivité, d'autre part.

<sup>9</sup>On peut se demander pourquoi de nouveaux actionnaires remettraient en cause des contrats dont la cohérence temporelle était garantie par un mécanisme de réputation. L'idée de Shleifer et Summers est que la contrainte de crédibilité était satisfaite, avant le raid, en partie grâce aux caractéristiques des dirigeants de l'entreprise, pour qui rompre ces contrats avait un fort coût subjectif (sentiment de trahir,...). Le raid boursier et le remplacement des équipes dirigeantes rompent cet équilibre.

exemple, *accounting supervisor* et *accounting manager*).<sup>10</sup> Ils estiment ensuite des effets individuels par employeur pour chaque année en contrôlant la localisation géographique et la composition de la main-d'oeuvre par métiers. Ces effets individuels, ou pentes relatives de rémunération, sont interprétés par Gokhale et al. comme des indicateurs de l'ampleur du recours aux paiements différés.

Les résultats sont mitigés. En moyenne, la prise de contrôle hostile ne conduit pas à un aplatissement des salaires. Seules les entreprises qui comportaient initialement une forte proportion de travailleurs "anciens" (occupant des postes hiérarchiques élevés) réduisent significativement les différentiels de salaires entre niveaux hiérarchiques après une prise de contrôle hostile. Il n'est donc pas possible de conclure qu'il y a un abandon général des paiements différés pour les salariés restés en emploi. On reviendra plus bas sur la possibilité que certains salariés âgés aient été en revanche évincés de l'emploi.

Au total, les tests sur l'évolution des profils de salaires sont peu concluants. Cela s'explique notamment par la difficulté d'interpréter et de mesurer les rendements de l'ancienneté. L'approche est donc peu propice pour mettre en évidence un éventuel déclin des contrats de long terme. La seconde approche, qui étudie la sensibilité des salaires à la conjoncture est plus prometteuse.

### 2.1.2 Tests sur la prédétermination des salaires

La prédiction de salaires prédéterminés a l'avantage de découler à la fois des modèles assurantiels et des modèles incitatifs. Elle implique en particulier que les salaires soient décorrélés de la conjoncture *présente* du marché du travail, alors qu'ils peuvent être liés à la conjoncture *passée*, qui correspond au moment où le contrat de long terme a été négocié. Cette absence de sensibilité à l'état du marché externe du travail peut même être considérée comme la définition d'un "marché interne" : selon Doeringer et Piore (1971), il s'agit d'une unité institutionnelle à l'intérieur de laquelle le prix et l'allocation du travail sont fixés par des procédures administratives, indépendamment des conditions du marché externe.

---

<sup>10</sup>C'est donc une notion spécifique "d'ancienneté" qui est ici considérée : il s'agit d'un rang hiérarchique qui ne correspond à l'ancienneté dans l'entreprise que si les promotions ont lieu en interne.

Cette caractérisation des contrats de long terme requiert le choix d'une variable qui mesure la conjoncture du marché externe du travail. Beaudry et DiNardo (1991) proposent d'utiliser le taux de chômage.<sup>11</sup> Plus précisément, ils testent l'impact de trois variables sur le salaire : le taux de chômage au moment de recrutement, le taux de chômage contemporain et le taux de chômage le plus faible depuis le recrutement. Cette troisième variable est introduite pour tenir compte du fait que le travailleur peut renégocier à la hausse son salaire, en menaçant de démissionner, au moment où la conjoncture lui est le plus favorable (c'est-à-dire où le chômage est le plus faible). Leur test sur un panel de secteurs aux Etats-Unis à la fin des années 1970 et 1980 reste un test d'identification du contrat (étape 1), sans chercher à mettre en évidence d'évolution. Il se conclut en faveur du contrat assurantiel avec renégociation à la hausse en période de conjoncture favorable au salarié.

A partir de cette méthode, Bertrand (1999) teste l'hypothèse d'une remise en cause des contrats de long terme assurantiels aux Etats-Unis sous les effets conjugués de la hausse de la pression concurrentielle et des changements de la structure financière des entreprises. Bertrand propose deux mécanismes théoriques. D'une part, les entreprises plus vulnérables dans un environnement plus concurrentiel peuvent trouver moins rentable, car trop risqué, d'assurer leurs salariés. D'autre part, pression concurrentielle et pression de l'actionnariat ou des banques réduisent l'horizon des entreprises si bien que les contrats assurantiels ne sont plus crédibles.<sup>12</sup> Empiriquement, le degré de pression concurrentielle est mesuré par le taux de pénétration des importations, par secteurs. De façon à s'assurer d'une source exogène de cette pénétration des importations, Bertrand les instrumente avec les variations des taux

---

<sup>11</sup> Leur argument théorique peut sembler quelque peu *ad hoc* ou du moins inadapté au marché français actuel, dans la mesure où ils développent un modèle d'équilibre concurrentiel du marché du travail sans friction, où le chômage est volontaire. Ils introduisent des chocs de productivité. En cas de choc négatif, la productivité marginale du travail baisse ; le salaire proposé à l'embauche par les entreprises diminue, ce qui réduit l'offre de travail et fait augmenter le chômage (volontaire). En revanche, le salaire de travailleurs anciens, négocié *ex ante* n'est pas affecté.

Intuitivement cependant, on peut penser que dans un modèle avec négociation salariale et chômage frictionnel, un choc négatif conduise à la fois à une hausse du chômage et à une baisse du salaire négocié. Mais de tels modèles de chômage d'équilibre où la négociation porte sur un contrat de travail et non sur un simple salaire restent à développer.

<sup>12</sup> "Competitive pressures, by lowering expected future rents and shortening the corporate horizon, reduce [the cost of reputation]. As a consequence, implicit agreements in wage setting cannot credibly be 'signed' anymore and the employment relationship may evolve towards a spot market" (Bertrand, 1999, p.9).

de change spécifiques à chaque secteur.<sup>13</sup> Par ailleurs, les évolutions de la structure financière des entreprises sont estimées à partir du levier d'endettement (*leverage*). Enfin, les taux de chômage qui servent à rendre compte de la conjoncture du marché du travail sont mesurés au niveau des différents Etats.

Conformément aux prédictions théoriques, la concurrence accrue des importations augmente la sensibilité des salaires au taux de chômage courant et réduit leur sensibilité au taux de chômage au moment du recrutement.<sup>14</sup> Par ailleurs, l'effet du taux de pénétration des importations sur l'élasticité du salaire au taux de chômage courant est accru dans les secteurs à fort levier d'endettement.

En résumé, une caractérisation simple du contrat de long terme (l'insensibilité des salaires à la conjoncture) et l'identification d'une source exogène plausible de remise en cause (la pression concurrentielle liée aux importations) permettent à Bertrand (1999) d'élaborer un test particulièrement convaincant du déclin des contrats de long terme.

Appliquer un test similaire en France est attrayant. Il y a cependant une objection : le mode de formation des salaires en France est réputé moins flexible qu'aux Etats-Unis, les ajustements se faisant plutôt par l'emploi. Il se peut donc que la sensibilité des salaires à la conjoncture connaisse des évolutions de second ordre par rapport à la sécurité des emplois. Cela nous conduit à considérer un second type de test du déclin des contrats de long terme : les tests qui portent sur l'emploi.

## 2.2 Les tests sur l'emploi

De la même façon que pour les profils de salaire, le problème des tests sur l'emploi des contrats de long terme est que beaucoup d'autres facteurs que le type de contrat influent sur la stabilité des emplois. On résume ici les stratégies empiriques proposées en conséquence dans la littérature.

---

<sup>13</sup>On construit des taux de change par secteur en pondérant les taux de change des Etats-Unis avec les autres pays par la part de chaque pays dans les importations américaines du secteur.

<sup>14</sup>A la différence de Beaudry et DiNardo (1991), Bertrand (1999) n'étudie pas l'effet du taux de chômage le plus faible depuis le recrutement.

### 2.2.1 Le problème de l'identification des contrats de long terme par leurs effets sur l'emploi

Si les contrats de long terme étaient des contrats d'emploi à vie, leur identification empirique serait aisée : tout licenciement<sup>15</sup> correspondrait à une rupture de contrat, ou prouverait qu'aucun contrat implicite n'avait été signé.<sup>16</sup> Cependant, l'emploi à vie n'est pas le contrat prédit par les modèles théoriques, que ceux-ci soient assurantiels ou incitatifs (voir chapitre précédent).

La théorie des contrats de long terme prédit seulement, en l'absence de renégociation, des séparations moins fréquentes que pour des contrats spots, ou encore moins fréquentes qu'il ne serait *ex post* rentable pour l'employeur une fois connu l'état de la nature. La difficulté empirique est que nombre d'autres facteurs conditionnent la fréquence des séparations : rendement du capital humain spécifique, ampleur et fréquence des chocs affectant la productivité des emplois, législation de la protection de l'emploi,... Une augmentation de l'insécurité ou de l'instabilité de l'emploi n'est donc pas nécessairement l'effet d'un déclin des contrats de long terme.<sup>17</sup> On peut résumer les approches suivies dans la littérature<sup>18</sup> comme une stratégie à trois niveaux :

1. **Se focaliser sur la relation entre ancienneté et insécurité de l'emploi.** L'idée est la suivante : s'il existe des contrats de long terme et des contrats spots et que les premiers sont plus stables, la proportion de contrats de long terme augmente mécaniquement avec l'ancienneté (par un effet de type *movers-stayers* : les *movers* sont sur des contrats spots, les *stayers* sur des contrats de long terme). L'identification se fait donc *a posteriori* : les contrats de long terme, ce sont (en moyenne) des contrats qui durent. Comparer l'insécurité de l'emploi pour des travailleurs plus ou moins anciens permet donc de comparer des travailleurs qui sont, toutes choses égales par ailleurs, plus ou

---

<sup>15</sup>Non expliqué par une faute du salarié ou une faillite de l'entreprise.

<sup>16</sup>La réciproque n'est pas vraie : le fait qu'on observe des emplois à vie peut s'expliquer, hors contrats de long terme, par l'accumulation de capital humain spécifique qui dissuade employeur et salarié de se séparer.

<sup>17</sup>L'insécurité de l'emploi est définie comme la probabilité de départ involontaire du salarié, par opposition à l'instabilité de l'emploi qui englobe tous les départs, volontaires et involontaires.

<sup>18</sup>En particulier dans les travaux de Gokhale et al. (1995), Idson et Valletta (1996) et Valletta (1999) qui sont présentés ci-dessous.

moins fréquemment en contrats de long terme.

2. **Contrôler le rôle d'autres facteurs.** Naturellement, le type de contrat n'est pas la seule différence entre travailleurs plus ou moins anciens. En particulier, on retrouve les différences liées à l'accumulation de capital humain spécifique ou à la protection de l'emploi (qui, en France, dépend de l'ancienneté). Chacun de ces facteurs est susceptible de modifier le "rôle protecteur" de l'ancienneté face à l'insécurité de l'emploi. Il est donc nécessaire de contrôler les effets de ces facteurs pour isoler celui d'un éventuel déclin des contrats de long terme. Deux approches sont possibles. La première consiste à introduire des variables de contrôle, comme par exemple le niveau de protection de l'emploi, en s'appuyant sur les variations de son barème selon la période et l'ancienneté du travailleur. La seconde consiste à utiliser des groupes de contrôle dont on pense qu'ils sont moins concernés par les contrats de long terme. Ainsi, suivant des analyses monographiques<sup>19</sup> et certains arguments théoriques<sup>20</sup>, les contrats de long terme sont sans doute plus fréquents dans les grandes entreprises. Les petites entreprises peuvent donc servir de groupe de contrôle.<sup>21</sup>
3. **Mettre en évidence des chocs spécifiques aux contrats de long terme.** De la même façon que pour l'étude des salaires, les évolutions observées sont d'autant plus interprétables qu'elles sont liées à des chocs bien identifiés. Idson et Valletta (1996) proposent d'utiliser le choc négatif qu'a connu le secteur industriel américain au début des années 1980. Le déclin rapide des effectifs dans ce secteur est une source plausible de remise en cause des contrats de long terme.<sup>22</sup>

Clairement, une telle stratégie empirique n'est pas à l'abri de la critique. Elle

<sup>19</sup>Doeringer et Piore (1971) s'appuient notamment sur de telles analyses monographiques.

<sup>20</sup>Comme par exemple le fait que les grandes entreprises peuvent avoir un marché interne plus profond pour permettre des réallocations internes de la main-d'oeuvre.

<sup>21</sup>Pour une utilisation critique de cette stratégie empirique pour le Japon et les Etats-Unis, voir Ariga et al. (2000), en particulier le chapitre 3.

<sup>22</sup>Idson et Valletta (1996) proposent trois mécanismes. La "trahison" des contrats de long terme est moins lisible dans un secteur en déclin ("Knowing that the sector is in decline, these workers are likely to interpret firm default as a difficult but unavoidable choice rather than opportunism."). Par ailleurs, il y a un stock important de chômeurs, prêts à accepter de travailler même avec des entreprises de faible réputation. Enfin, le déclin sectoriel peut s'accompagner d'une réduction de l'horizon des entreprises. Ces trois mécanismes réduisent le coût de réputation lié à la rupture des contrats par l'entreprise.

procède par faisceaux d'indices plus que par preuve directe. C'est en examinant les indices rassemblés qu'on peut à présent juger si le test est convaincant ou non.

### 2.2.2 Les tests existants aux Etats-Unis

Idson et Valletta (1996) étudient un trait spécifique de l'industrie manufacturière aux Etats-Unis : les licenciements temporaires, au terme desquels le salarié est rappelé par l'entreprise qui l'a licencié (*temporary layoffs with recalls*). De tels licenciements représentent, dans leur échantillon (en 1981-1983) plus de 50% des licenciements. Le contrat implicite qui lie les salariés à l'entreprise passerait principalement par ce mécanisme de rappel : l'entreprise ne s'engage pas tant à ne pas licencier<sup>23</sup> qu'à rappeler prioritairement ceux qu'elle avait licenciés malgré leur ancienneté élevée.

Idson et Valletta montrent que la probabilité relative d'être rappelé après un licenciement augmente avec l'ancienneté dans l'entreprise. Néanmoins, cet avantage lié à l'ancienneté est plus faible dans les secteurs en déclin.<sup>24</sup> Ce résultat est compatible avec l'hypothèse que les contrats de long terme sont moins soutenables quand le secteur est en déclin. Néanmoins, l'impact de l'ancienneté sur la probabilité d'être rappelé peut aussi être lié à l'accumulation d'un capital humain spécifique. Si le rendement du capital humain spécifique baisse avec le progrès technologique, cet impact de l'ancienneté doit également diminuer. Cette interprétation est testée en croisant ancienneté et rythme du progrès technique. L'effet n'est pas significatif; cette interprétation alternative n'est donc pas confirmée. Un dernier fait confirme l'interprétation de ces résultats comme la conséquence d'une rupture des contrats de long terme dans l'industrie américaine au début des années 1980. En effet, le changement s'observe de façon marquée dans les secteurs non syndiqués, mais n'est pas significatif dans les secteurs syndiqués. On peut donc penser que les syndicats

---

<sup>23</sup>Elle utilise au contraire les licenciements temporaires comme un outil d'ajustement à court terme, "subventionné" par l'assurance chômage.

<sup>24</sup>Idson et Valletta étudient un modèle de sortie du chômage avec deux destinations : l'emploi chez le même employeur ou chez un autre employeur (afin de tenir compte du fait qu'un travailleur peut trouver un emploi chez un autre employeur alors que son ancien employeur allait le rappeler). Ils s'intéressent à l'impact de l'ancienneté, isolément et croisée avec la variation de l'effectif du secteur, sur la probabilité d'être rappelé par l'ancien employeur. La variation de l'effectif du secteur est mesurée sur cinq ou dix ans, par région.

ont pu obtenir le respect par l'employeur de ses engagements, alors que l'absence de syndicats a conduit à un retour au contrat spot.

Valletta (1999) effectue une analyse sur longue période (1976-1992) aux Etats-Unis du risque de séparation selon l'ancienneté, en distinguant licenciements, démissions et fermetures d'établissements. L'objectif est d'analyser si la sécurité (et plus largement la stabilité) des emplois anciens a diminué, à la fois dans le temps et dans les secteurs en déclin. Les résultats montrent une baisse du rôle de l'ancienneté : en moyenne, cinq ans d'ancienneté supplémentaires réduisent de moitié le risque de licenciement<sup>25</sup> ; mais ce "rôle protecteur" de l'ancienneté décline de 60% entre 1976 et 1992. Les effets sont similaires pour les licenciements et pour les démissions.<sup>26</sup> Par ailleurs, l'effet protecteur de l'ancienneté baisse, mais seulement légèrement, dans les secteurs en déclin. Finalement, même si ces résultats ont l'avantage de couvrir toute l'économie américaine sur longue période, ils sont aussi moins aisément interprétables que ceux d'Idson et Valletta (1996) en ce qu'ils ne permettent pas de mettre en évidence la cause de la baisse du rôle protecteur de l'ancienneté. Même si Valletta attribue cette baisse à la rupture de contrats de long terme, il n'en apporte pas la preuve empirique.

Enfin, Gokhale et al. (1995) complètent leur test de l'effet des raids boursiers par l'examen de l'évolution des effectifs selon la hiérarchie des postes. Suite à une prise de contrôle hostile, la part des postes correspondant à une ancienneté élevée diminue significativement. Des entretiens réalisés dans les entreprises confirment que les années qui suivent la prise de contrôle hostile sont suivies de restructurations des effectifs visant à réduire les échelons intermédiaires (*middle management*), avec négociation dans certains cas de départs en préretraite d'entreprise ou de licenciements avec transaction (*voluntary separation agreements*). En revanche, l'échelle des salaires n'est en général pas révisée. Au total, les prises de contrôle hostile auraient donc provoqué une remise en cause partielle des contrats de long terme, par l'éviction de certains travailleurs anciens mais sans remise en cause des échelles de rémunération.

---

<sup>25</sup>Valletta spécifie un effet linéaire de l'ancienneté.

<sup>26</sup>Valletta note que, d'un point de vue théorique, les modèles fondés sur le partage d'un surplus ne prédisent pas que les séparations doivent être initiées par les employeurs plutôt que par les salariés.

Finalement, cette revue des tests du déclin des contrats de long terme apporte deux enseignements principaux.

L'identification des contrats de long terme est une difficulté majeure. Le lien entre le modèle théorique et les observations empiriques est souvent lâche, si bien que les résultats sont en général compatibles avec plusieurs interprétations.<sup>27</sup> Une solution consiste à construire des tests autour d'un mécanisme de remise en cause précis des contrats. Les meilleurs exemples de cette stratégie sont ceux de Bertrand (1999), avec la concurrence des importations, et de Gokhale et al. (1995), avec les prises de contrôle hostiles d'entreprises.

En second lieu, il existe un arbitrage entre la lisibilité du test et sa portée empirique probable. Le test le plus lisible porte sur la prédétermination des salaires – jusqu'à quel point sont-ils rendus indépendants de la conjoncture pour les travailleurs anciens ? C'est en effet la caractérisation la plus directe des contrats de long terme. Néanmoins, on peut penser que ce test a une moindre portée empirique qu'un test sur l'évolution de la sécurité des emplois, qui semble un enjeu de premier ordre dans un pays comme la France.<sup>28</sup>

Les analyses empiriques qui suivent tentent de tirer parti de ces deux enseignements.

### 3 Evolution du rôle protecteur de l'ancienneté et départs anticipés en France

L'analyse qui suit est exploratoire.<sup>29</sup> On veut faire un premier test de l'hypothèse suivante : l'évolution de l'insécurité de l'emploi en France sur longue période (1975-2000) montre-t-elle des signes de remise en cause des contrats de long terme ? Si non, les cessations anticipées d'activité jouent-elles un rôle pour préserver ces contrats ?

On peut résumer l'approche suivie par rapport aux trois étapes distinguées en

---

<sup>27</sup>En particulier, la baisse du rendement du capital humain spécifique sans remise en cause des contrats de long terme est souvent une interprétation alternative des changements observés.

<sup>28</sup>La France a en effet connu la montée du chômage de masse. Par ailleurs, les salaires y sont rigides pour des raisons qui ont sans doute davantage trait à la négociation collective qu'à une négociation individuelle visant à l'assurance ou à l'incitation.

<sup>29</sup>Elle reprend et complète un article intitulé : "Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ?" (Behaghel, 2003)

introduction de ce chapitre.

Le test de déclin des contrats de long terme (étapes 1 et 2) est un test sur l'emploi, et non sur les salaires (sous-section 1). On tente d'identifier les contrats de long terme par deux moyens. D'abord, on considère que les contrats de long terme sont plus fréquents parmi les travailleurs anciens, ce qui conduit à étudier l'évolution de l'insécurité de l'emploi selon l'ancienneté dans l'entreprise. En second lieu, on considère spécifiquement les grands établissements, sous l'hypothèse que les contrats de long terme y sont plus fréquents.

Pour étudier le rôle des cessations anticipées d'activité (étape 3), on analyse le recours à ces dispositifs selon la taille des établissements, l'idée étant à nouveau que les contrats de long terme et le recours aux cessations anticipées d'activité comme "soupape d'échappement" doivent être plus fréquents dans les entreprises de grande taille. Mais on essaie également d'établir le lien avec un choc susceptible de remettre en cause les contrats de long terme : le déclin de l'effectif du secteur.<sup>30</sup>

### **3.1 Evolution de l'insécurité de l'emploi et rôle protecteur de l'ancienneté en France (1975-2000)**

#### **3.1.1 Analyse agrégée**

Le diagnostic empirique est établi à partir des données de l'Enquête Emploi, entre 1975 et 2000, en restreignant l'échantillon aux hommes salariés de 30 à 58 ans. Le tableau A en annexe A donne les principales caractéristiques de l'échantillon. L'insécurité de l'emploi est mesurée par le taux de transition annuel entre emploi et non emploi : l'annexe B présente les avantages et les limites de cette mesure.

La figure 5.1 (résumée dans le tableau 1) oppose d'emblée le cas de la France au cas américain. Elle reporte l'évolution entre 1975 et 2000 du risque de perte d'emploi pour les hommes salariés de 30 à 49 ans, en fonction de leur ancienneté dans l'entreprise. Au-delà des fluctuations cycliques, ce risque moyen est resté remarquablement stable pour les salariés de plus de cinq ans d'ancienneté, alors qu'il a connu

---

<sup>30</sup>On retrouve derrière cette stratégie empirique des éléments d'Idson et Valletta (1996) ainsi que Valletta (1996) : focalisation sur l'ancienneté et sur les secteurs en déclin. L'étude des entreprises de grande taille est également standard dans la littérature sur les marchés internes (voir par exemple Ariga et al. (2000)).

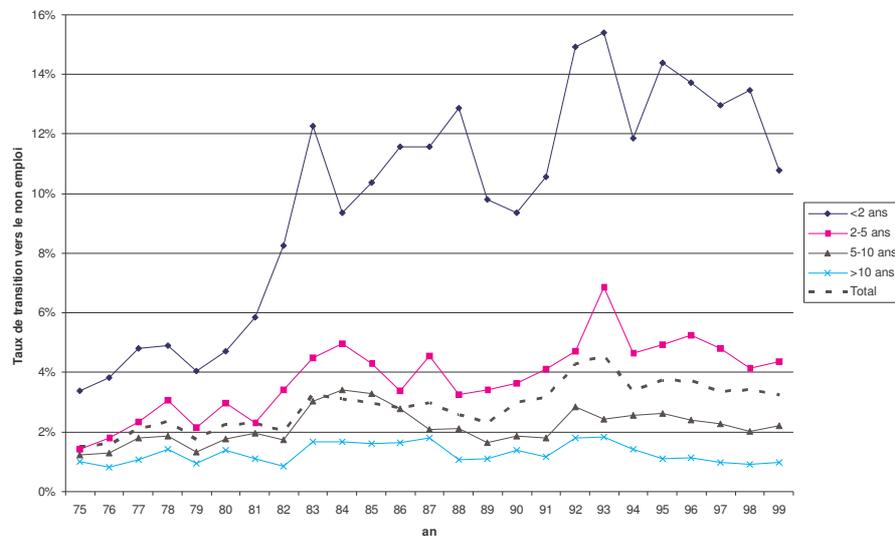


FIG. 5.1 – Taux de transition annuel de l’emploi vers le non emploi selon l’ancienneté (Enquêtes Emploi, 1975-2000, hommes de 30-49 ans)

une nette tendance à la hausse pour les salariés de moins de cinq ans d’ancienneté.

Période	Ancienneté dans l'entreprise				Croissance annuelle moyenne du PIB réel
	Moins de 2 ans	2 à 5 ans	5 à 10 ans	Plus de 10 ans	
1976-1981	4,5	2,5	1,6	1,1	3,1
1981-1985	8,4	3,9	2,5	1,3	1,7
1985-1988	11,2	4,1	2,7	1,7	2,1
1988-1991	10,4	3,4	1,9	1,2	3,8
1991-1994	13,6	5,4	2,4	1,6	0,5
1994-1997	13,4	4,9	2,5	1,2	1,6
1997-2000	12,4	4,4	2,2	1,0	2,7

Lecture : en 1976-1981, un salarié de moins de 2 ans d’ancienneté avait en moyenne chaque année 4,5 % de chances de se retrouver sans emploi l’année suivante.  
 Source: Enquêtes Emploi.

TAB. 1 : Taux de transition de l’emploi vers le non emploi selon l’ancienneté et la période (hommes salariés de 30 à 49 ans)

Ce qui suit vise à tester la robustesse de ce résultat brut. On vérifie d’abord qu’un

tel résultat *agrégé* ne résulte pas de simples effets de composition. On regarde ensuite si ce résultat *moyen* ne masque pas des disparités significatives : il se peut que le rôle de l'ancienneté soit resté stable en moyenne, mais ait décliné pour certaines catégories de travailleurs (les ouvriers de l'industrie comme aux Etats-Unis, par exemple). Pour ces analyses désagrégées, on envisage successivement deux groupes dont les évolutions sont clairement distinctes : les salariés d'âge médian (30-49 ans) et les salariés âgés (plus de 50 ans).<sup>31</sup>

On raisonne dans ce qui suit en retenant deux sous-périodes aux deux bornes de la période considérée, 1976-80 et 1997-99. Ainsi que le montre la figure 5.1, les transitions sont fortement contracycliques. On a donc choisi deux périodes de conjoncture similaire sur le marché du travail, caractérisées par une forte croissance de l'emploi ; par ailleurs, une variable additionnelle a été ajoutée au modèle pour contrôler les effets de conjoncture : le taux de croissance du PIB réel. Certains résultats demeurent cependant sensibles aux périodes retenues (c'est notamment cette forte sensibilité à la conjoncture qui explique l'absence de diagnostic consensuel sur l'évolution de la sécurité de l'emploi sur longue période en France). Néanmoins, le résultat principal qui nous intéresse ici concerne le rôle protecteur de l'ancienneté ; il est robuste aux périodes d'observation choisies.

On peut s'attendre à des effets de composition dans quatre dimensions en particulier : le capital humain du travailleur (niveau de formation initiale), le secteur et la taille de l'entreprise, et les caractéristiques de l'emploi (catégorie socioprofessionnelle). Un modèle logit est utilisé afin de contrôler ces effets de composition (voir annexe C). Les figures 5.2 et 5.3 donnent les profils des transitions de l'emploi vers le non emploi pour deux périodes (1976-80 et 1997-99), nets des effets de composition. Plus spécifiquement, on reconstruit les profils qui auraient été observés si la structure de l'échantillon en termes de diplômes, d'âges, de secteurs, de tailles d'entreprises et de catégories socioprofessionnelles était restée la même que pour les salariés de moins de deux ans d'ancienneté en 1976-80. Les profils sont présentés séparément par âge car les évolutions sont fortement différentes avant et après 55

---

<sup>31</sup>Les salariés de 50-54 ans connaissent une évolution intermédiaire. Les rattacher à ceux de 55-58 permet de simplifier l'exposition des résultats ; mais ces deux catégories d'âge seront souvent distinguées dans la présentation détaillée des résultats.

ans. Les intervalles de confiance à 95% sont indiqués par les lignes en pointillés.<sup>32</sup>

Pour les salariés de moins de deux ans d'ancienneté sur la période 1997-99, on propose deux mesures du risque de perte d'emploi, selon le type de contrat. En effet, un des changements institutionnels importants sur la période est l'essor des contrats à durée déterminée (CDD) et de l'intérim. Introduits en 1979, les CDD représentent en 1997-99 environ 3% de l'échantillon, mais 14% des salariés de moins de deux ans d'ancienneté. L'intérim et les contrats aidés ("stages de la formation professionnelle", qui incluent par exemple les CES) représentent respectivement 9% et 7% des salariés de moins de deux ans d'ancienneté de l'échantillon en 1997-99. Un modèle "toutes choses égales par ailleurs" doit donc également prendre en compte ces changements institutionnels.<sup>33</sup> Le modèle logit permet d'estimer le risque de perte d'emploi conditionnellement au type de contrat : les résultats détaillés sont donnés dans le tableau 2. Sur les figures 5.2 et 5.3, l'information est synthétisée en reportant deux points pour les salariés de moins de deux ans d'ancienneté en 1997-99 : le risque de perte d'emploi pour un salarié en CDI, et le risque moyen (pondéré) sur l'ensemble des contrats (CDI, CDD, intérim et stages de la formation professionnelle).

Si on se restreint d'abord aux seuls CDI, les figures 5.2 et 5.3 montrent des évolutions contrastées de l'insécurité selon l'âge. Pour les salariés de 30-49 ans, les enseignements de la figure 5.1 sont globalement confirmés. Tout d'abord, à chaque période, on constate bien la relation décroissante entre ancienneté et insécurité. Cette relation *s'accroît* considérablement, essentiellement par une augmentation de l'insécurité pour les salariés de moins de 5 ans d'ancienneté, et sans doute (mais à la limite de la significativité) pour ceux de 5 à 10 ans d'ancienneté. *A contrario*, l'insécurité n'a *pas* significativement augmenté pour les salariés de plus de 10 ans d'ancienneté : c'est ce résultat qui tranche de façon décisive avec ce qui a été observé aux Etats-Unis. Pour les salariés de plus de 55 ans, la relation décroissante entre

---

<sup>32</sup>La courbe  $s_1$  correspond aux taux de transition en 1976-80 (observés pour les travailleurs de moins de 2 ans d'ancienneté, prédits à structure de population identique pour les autres). La courbe  $s_2$  correspond aux taux prédits en 1997-99 en CDI, à structure de population équivalente à celle des travailleurs de moins de 2 ans d'ancienneté en 1976-80. C'est pour cette courbe que les intervalles de confiance à 95% sont reportés.

<sup>33</sup>Les données ne permettent pas d'identifier ces contrats particuliers avant 1980 (les CDD existent depuis 1979, même si leur extension a été progressive) ; ils représentent cependant au plus une faible minorité de l'échantillon de la période 1976-80.

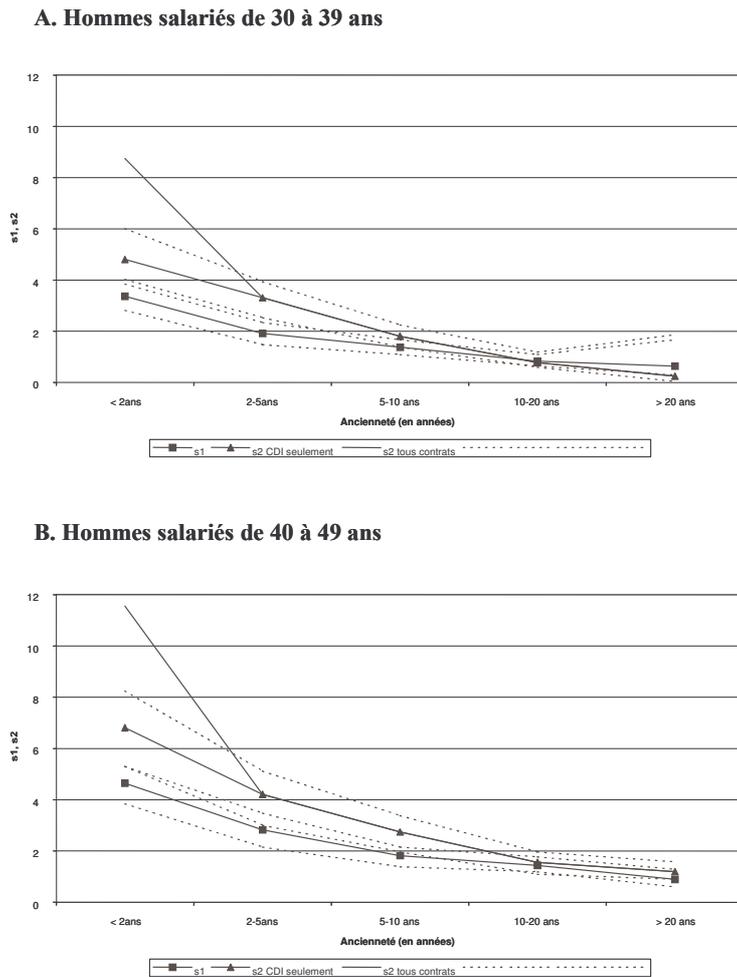
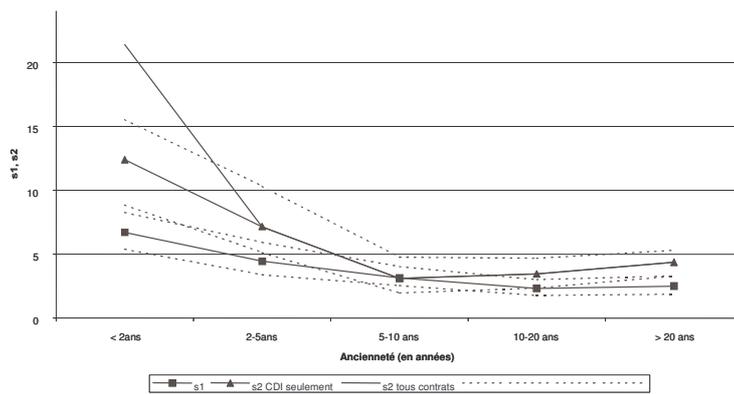


FIG. 5.2 – Taux de transition de l'emploi vers le non-emploi prédits selon la période et l'ancienneté (hommes de 30 à 49 ans)

**C. Hommes salariés de 50 à 54 ans**



**D. Hommes salariés de 55 à 58 ans**

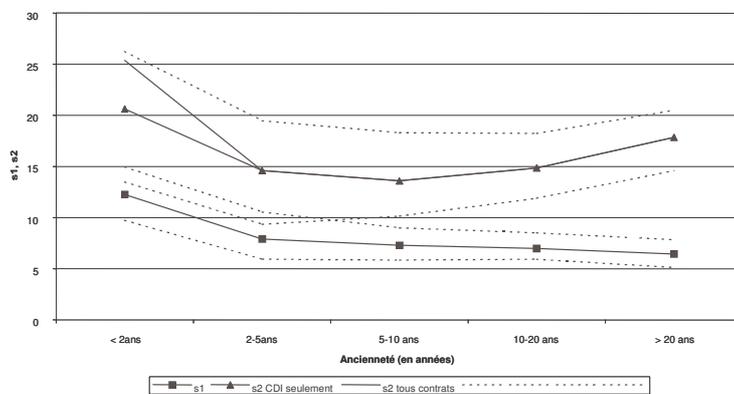


FIG. 5.3 – Taux de transition de l’emploi vers le non-emploi prédits selon la période et l’ancienneté (hommes de 50 à 58 ans)

ancienneté et insécurité disparaît. Par opposition avec les classes d'âges plus jeunes, l'insécurité de l'emploi a augmenté y compris pour les salariés de plus de 10 ans d'ancienneté. Les salariés de 50-54 ans présentent une évolution intermédiaire.

La prise en compte des "contrats précaires" (définis comme l'ensemble CDD, intérim, stages de la formation professionnelle) accuse plus encore la hausse de l'insécurité de l'emploi en deçà de deux ans d'ancienneté. Le tableau 2 montre que le risque de transition vers le non emploi est approximativement le même pour ces différents contrats précaires mais s'élève avec l'âge : de l'ordre de 20% entre 30 et 39 ans, il passe à 45% entre 50 et 54 ans.

Type de contrat	Âge			
	30-39 ans	40-49 ans	50-54 ans	55-58 ans
CDI	5	7	12	21
CDD	19	26	40	39
Intérim	20	22	51	38
Stage de la formation professionnelle (CES, etc.)	13	16	44	37
<b>Ensemble (moyenne pondérée)</b>	<b>9</b>	<b>12</b>	<b>21</b>	<b>25</b>

En %

*Lecture: toutes choses égales par ailleurs, un homme salarié de 30-39 ans en CDI a 5 % de chances de se retrouver en non-emploi un an après ; ce risque est de 19 % pour le même individu de référence en CDD. Les taux de transition « toutes choses égales par ailleurs » sont prédits par un modèle logit (cf. encadré 3). Les variables de contrôle sont : la CS, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise, le diplôme, le taux de croissance du PIB réel, l'âge, ainsi que le type de contrat. Chaque ligne donne les probabilités prédites de transition vers le non-emploi d'un salarié ayant les caractéristiques de l'individu de référence, conditionnellement au type de contrat, spécifique à chaque ligne. La dernière ligne donne la probabilité composée, en prenant en compte la distribution des différents types de contrats à chaque âge.*

*Source : Enquêtes Emploi, Insee, calculs de l'auteur.*

TAB. 2 : Taux de transition prédits de l'emploi vers le non-emploi en 1997-1999 selon le type de contrat et l'âge (hommes salariés de moins de 2 ans d'ancienneté)

En résumé, la hausse des transitions vers le non emploi, générale passé 55 ans, ne concerne aux âges médians que les salariés d'ancienneté inférieure à 5 ou 10 ans. Elle est liée en partie à l'essor des contrats précaires, mais ne s'y réduit pas : elle touche aussi significativement les salariés en CDI de moins de cinq ans d'ancienneté.<sup>34</sup>

<sup>34</sup> Ainsi que le note dans son commentaire Postel-Vinay (2003), la hausse de l'insécurité pour les travailleurs en CDI de moins de 5 ans d'ancienneté apparaît faible au regard des importantes fluctuations liées à la conjoncture, si on étend l'analyse à toutes les années entre 1975 et 2000. Il se peut donc que l'essentiel de la hausse de l'insécurité de l'emploi observée en France passe par le développement de contrats précaires. Reste alors à expliquer l'essor de ces contrats.

La suite du diagnostic empirique examine si les résultats agrégés sont généraux pour tous les salariés d'âge médian.

### 3.1.2 Analyses désagrégées

On se focalise d'abord sur les salariés d'âge médian : le maintien du rôle protecteur de l'ancienneté est-il vérifié au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle, de chaque niveau de diplôme, groupe de tailles d'entreprise, secteur d'activité ?

	Ancienneté dans l'entreprise				
	Moins de 2 ans		2 à 5 ans	5 à 10 ans	Plus de 10 ans
	CDI seulement	Tous contrats			
<b>Par catégorie socio-professionnelle</b>					
Cadres	1,9 <i>(0,9)</i> 1 782	3,7 <i>(1,0)</i> 1 875	- 0,6 <i>(0,6)</i> 1 648	0,8 <i>(0,4)</i> 2 571	0,05 <i>(0,2)</i> 3 872
Professions intermédiaires	2,9 <i>(1,1)</i> 2 094	5,9 <i>(1,2)</i> 2 259	1,1 <i>(0,8)</i> 1 955	0,6 <i>(0,4)</i> 3 904	0,3 <i>(0,2)</i> 8 734
Employés	1,4 <i>(1,5)</i> 1 575	9,4 <i>(1,8)</i> 1 756	0,6 <i>(0,9)</i> 1 382	0,6 <i>(0,5)</i> 2 597	- 0,2 <i>(0,2)</i> 4 730
Ouvriers qualifiés	0,8 <i>(1,3)</i> 2 700	5,8 <i>(1,1)</i> 3 318	1,8 <i>(0,8)</i> 2 646	0,1 <i>(0,4)</i> 5 278	- 0,4 <i>(0,2)</i> 10 751
Ouvriers non qualifiés	4,9 <i>(2,0)</i> 2 162	15,4 <i>(1,8)</i> 2 569	2,0 <i>(1,3)</i> 1 895	0,2 <i>(0,7)</i> 3 772	- 0,1 <i>(0,4)</i> 5 642
<b>Par niveau de formation initiale</b>					
Au moins le baccalauréat	1,2 <i>(0,8)</i> 2 817	4,3 <i>(0,8)</i> 3 087	0,0 <i>(0,6)</i> 2 705	0,5 <i>(0,3)</i> 4 834	0,0 <i>(0,2)</i> 6 892
Moins que le baccalauréat	3,1 <i>(0,8)</i> 7 496	9,4 <i>(0,8)</i> 8 680	1,5 <i>(0,5)</i> 6 832	0,5 <i>(0,3)</i> 13 382	- 0,1 <i>(0,1)</i> 26 954

*Lecture : entre 1976-1980 et 1997-1999, toutes choses égales par ailleurs, le risque de transition vers le non-emploi a augmenté de 1,9 point de pourcentage pour les cadres de moins de 2 ans d'ancienneté en CDI. Cette hausse est estimée avec un écart-type de 0,9 point, sur un échantillon de 1 782 hommes salariés de 30-49 ans. Si on considère en 1997-1999 l'ensemble des cadres de moins de 2 ans d'ancienneté (y compris ceux en CDD, intérim ou stage de la formation professionnelle tels les CES, etc.), la hausse du risque de transition vers le non-emploi est de 3,7 points. La hausse du taux de transition est mesurée comme l'effet du changement de période dans un modèle probit (un modèle séparé pour chaque cellule). Les variables de contrôle incluses lorsqu'elles sont pertinentes sont : le taux de croissance du PIB réel, la catégorie socio-professionnelle (5 catégories), la taille de l'entreprise (4 catégories), le secteur d'activité (5 catégories), le diplôme (2 catégories) et l'âge. Les écarts-types sont en italique et entre parenthèses et les effectifs de chaque catégorie sont indiqués en italique*

*Source : Enquêtes Emploi*

TAB. 3 : Hausse des transitions prédites de l'emploi vers le non emploi entre 1976-1980 et 1997-1999 selon l'ancienneté et la catégorie socioprofessionnelle ou le diplôme (hommes salariés de 30 à 49 ans)

Une analyse “toutes choses égales par ailleurs” est reconduite au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle, pour chaque niveau d’ancienneté (voir annexe C). La première partie du tableau 3 présente les résultats, en maintenant la distinction, pour les salariés de moins de deux ans d’ancienneté, entre les CDI seulement et l’ensemble des contrats.

Quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle, l’insécurité augmente le plus nettement pour les salariés de moins de deux ans d’ancienneté, et, parmi eux, pour ceux qui sont en contrat précaire. Au-delà de 5 ou 10 ans d’ancienneté cependant, il n’y a pas de hausse significative : le rôle protecteur de l’ancienneté s’est maintenu.

L’opposition entre CDI et contrats précaires est particulièrement aiguë pour les employés et les ouvriers non qualifiés, ce qui est compatible avec un usage par les entreprises de ces contrats comme outil de flexibilisation de la main-d’œuvre peu qualifiée.

Le diplôme (seconde partie du tableau 3) apparaît moins discriminant que la catégorie socioprofessionnelle. Cependant, la hausse de l’insécurité est plus forte, aux anciennetés faibles, pour les moins diplômés. Le différentiel lié à la prise en compte ou non des contrats précaires y est aussi maximal. Enfin, le rôle protecteur de l’ancienneté se maintient complètement au-delà de dix ans d’ancienneté.

Les évolutions pour les salariés de moins de deux ans d’ancienneté sont proches, quelle que soit la taille de l’entreprise (tableau 4, première partie). Le contraste intéressant concerne les salariés de plus de deux ans d’ancienneté. Pour les entreprises de plus de cinquante salariés, le rôle protecteur de l’ancienneté se maintient en effet dès deux ans d’ancienneté, ce qui cantonne la hausse de l’insécurité aux salariés de faible ancienneté ou sous contrats précaires, par opposition aux petites entreprises où une plus grande insécurité est perceptible jusqu’à dix ans d’ancienneté. Au-delà de dix ans d’ancienneté, la hausse de l’insécurité n’est jamais significative. Pour les entreprises de plus de cinq cent salariés, on observe même une légère baisse (-0,3 points), statistiquement significative.

On étudie enfin les différences par secteurs. Afin de pouvoir mener l’analyse toutes choses égales par ailleurs sur des échantillons suffisants, les secteurs de la NES16 (utilisés comme variables de contrôle dans les analyses agrégées) ont été

regroupés en quatre catégories. L'agriculture est mise de côté du fait de ses faibles effectifs salariés.

	Ancienneté dans l'entreprise				
	Moins de 2 ans		2 à 5 ans	5 à 10 ans	Plus de 10 ans
	CDI seulement	Tous contrats			
<b>Par taille d'entreprise</b>					
Moins de 10 salariés	2,4 <i>(1,2)</i> 2 423	7,6 <i>(1,1)</i> 2 890	2,3 <i>(0,9)</i> 2 155	0,3 <i>(0,4)</i> 3 204	0,3 <i>(0,3)</i> 5 063
De 10 à 49 salariés	3,3 <i>(1,4)</i> 1 384	7,0 <i>(1,2)</i> 1 645	2,1 <i>(1,0)</i> 1 440	1,5 <i>(0,6)</i> 2 428	0,5 <i>(0,4)</i> 3 567
De 50 à 499 salariés	1,5 <i>(1,5)</i> 1 661	6,0 <i>(1,3)</i> 1 964	- 0,6 <i>(0,8)</i> 1 885	0,6 <i>(0,5)</i> 3 692	- 0,2 <i>(0,3)</i> 6 298
Plus de 500 salariés	2,0 <i>(1,4)</i> 1 682	7,9 <i>(1,4)</i> 1 936	0,1 <i>(0,6)</i> 1 981	- 0,4 <i>(0,3)</i> 5 361	- 0,3 <i>(0,1)</i> 13 421
<b>Par secteur d'activité</b>					
Industrie	1,0 <i>(1,2)</i> 2 486	3,5 <i>(1,2)</i> 2 655	- 0,1 <i>(0,6)</i> 2 647	0,0 <i>(0,4)</i> 6 361	- 0,4 <i>(0,2)</i> 13 853
Services (hors administration, éducation, santé et social)	3,6 <i>(1,0)</i> 3 980	8,3 <i>(0,9)</i> 4 701	1,3 <i>(0,7)</i> 3 464	1,1 <i>(0,4)</i> 5 910	0,2 <i>(0,2)</i> 9 643
Administration, éducation, santé et social	2,5 <i>(1,2)</i> 1 811	12,7 <i>(1,5)</i> 2 254	0,3 <i>(0,6)</i> 1 929	0,6 <i>(0,3)</i> 3 389	0,3 <i>(0,1)</i> 6 501
Construction	1,2 <i>(1,7)</i> 1 816	4,4 <i>(1,7)</i> 1 928	3,0 <i>(1,5)</i> 1 290	0,0 <i>(0,8)</i> 2 191	- 0,6 <i>(0,5)</i> 3 207

*Lecture : entre 1976-1980 et 1997-1999, toutes choses égales par ailleurs, le risque de transition vers le non-emploi a augmenté de 2,4 points de pourcentage pour les salariés de moins de 2 ans d'ancienneté en CDI dans des entreprises de moins de 10 salariés. Cette hausse est estimée avec un écart-type de 1,2 point, sur un échantillon de 2 423 hommes salariés de 30-49 ans. Si on considère en 1997-1999 l'ensemble des salariés de moins de 2 ans d'ancienneté (y compris ceux en CDD, intérim ou stage de la formation professionnelle tels les CES, etc.), la hausse du risque de transition vers le non-emploi est de 7,6 points. La hausse du taux de transition est mesurée comme l'effet du changement de période dans un modèle probit (un modèle séparé pour chaque cellule). Les variables de contrôle incluses lorsqu'elles sont pertinentes sont : le taux de croissance du PIB réel, la catégorie socioprofessionnelle (5 catégories), la taille de l'entreprise (4 catégories), le secteur d'activité (5 catégories), le diplôme (2 catégories) et l'âge. Les écarts-types sont en italique et entre parenthèses et les effectifs de chaque catégorie sont indiqués en italique.*

Source : Enquêtes Emploi

TAB. 4 : Hausse des transitions prédites de l'emploi vers le non emploi entre 1976-1980 et 1997-1999 selon l'ancienneté et la taille de l'entreprise ou le secteur d'activité

C'est dans l'industrie et la construction que le rôle protecteur de l'ancienneté se

maintient le plus nettement (deuxième partie du tableau 4). On note également que le contraste entre les différents types de contrats est le plus accusé dans les services, ce qui confirme l'usage spécifique intensif des contrats précaires dans ce secteur. Les services (y compris le secteur à forte composante publique de l'administration, de l'éducation et de l'action sociale) se distinguent par la hausse de l'insécurité de l'emploi pour les salariés de cinq à dix ans d'ancienneté. *A contrario*, l'industrie ne manifeste une hausse de l'insécurité significative qu'en deçà de deux ans d'ancienneté, et seulement si on inclut les contrats précaires. Au-delà de dix ans d'ancienneté néanmoins, le fait stylisé général est partout vérifié : le rôle protecteur de l'ancienneté se maintient.

En résumé, ces analyses désagrégées confirment les évolutions d'ensemble. Elles apportent aussi quelques compléments. En particulier, le rôle joué par les contrats précaires (CDD intérim, stages de la formation professionnelle) concerne tout particulièrement les services et les travailleurs non qualifiés. Le maintien du rôle protecteur de l'ancienneté est général, mais il est particulièrement marqué dans l'industrie et les grandes entreprises, où il joue dès deux ans d'ancienneté.

De façon peut-être surprenante, ces deux premières étapes du test aboutissent à un résultat négatif : pour les travailleurs d'âge médian, l'évolution de l'insécurité de l'emploi sur longue période en France ne montre pas de signes d'une remise en cause des contrats de long terme. Au contraire, le maintien du rôle protecteur de l'ancienneté s'inscrit en net contraste avec ce qui a été observé aux États-Unis.<sup>35</sup>

Cette stabilité du rôle protecteur de l'ancienneté contraste également avec la hausse de l'insécurité de l'emploi pour les salariés de faible ancienneté, particulièrement les travailleurs en CDD mais aussi peut-être les travailleurs en CDI de faible ancienneté. Ainsi, la stabilité de la relation d'emploi semble bien soumise à d'importants chocs sur la période. Comment ces chocs ont-ils été amortis pour ne pas aboutir à une rupture des contrats de long terme ? C'est ici qu'intervient le rôle possible des cessations anticipées d'activité comme "soupape d'échappement".

---

<sup>35</sup>Voir les résultats de Valletta (1999) présentés section précédente.

## 3.2 Les cessations anticipées d'activité comme "soupape d'échappement"

### 3.2.1 Force et limite des faits stylisés agrégés

Au niveau agrégé, les faits stylisés observés sont compatibles avec l'hypothèse d'un maintien partiel des contrats de long terme grâce aux cessations anticipées d'activité :

- L'absence de hausse de l'insécurité de l'emploi pour les travailleurs de plus de 5 ans d'ancienneté peut signifier que leurs contrats de long terme avec assurance partielle contre le risque de pertes d'emploi ont été honorés.
- La très forte hausse des départs anticipés des salariés de 55-58 ans peut constituer la soupape d'échappement par laquelle les entreprises réduisent leur effectif de travailleurs anciens sans que cela constitue une rupture du contrat implicite.
- La hausse de l'insécurité de l'emploi aux faibles anciennetés serait le signe que les contrats de long terme deviennent moins fréquents.

Aucune des autres explications de la hausse de l'insécurité de l'emploi n'est, à elle seule, compatible avec les faits stylisés observés. Une baisse du rendement du capital humain spécifique impliquerait une hausse de l'insécurité de plus en plus forte avec l'ancienneté. Une hausse de l'incertitude pesant sur la productivité des emplois impliquerait une hausse des séparations dans tous les emplois, y compris pour les salariés les plus anciens. Enfin, l'introduction des CDD devrait conduire à des séparations plus fréquentes en fin de contrat (au bout de 18 mois au plus), puis moins fréquentes ensuite, les salariés retenus ayant été particulièrement sélectionnés. Ces différents scénarios sont illustrés figure 5.4. Seul le scénario d'un maintien partiel des contrats de long terme rend compte des évolutions observées aux âges médians.<sup>36</sup> Par ailleurs, c'est le seul scénario qui intègre une explication de l'essor des préretraites.

Pour autant, ces faits stylisés agrégés ne sont pas suffisants. Si aucun des scénarios alternatifs ne peut rendre compte seul des faits observés, une combinaison de ces explications peut y parvenir (par exemple, une hausse de l'incertitude accompagnée

---

<sup>36</sup>Cf. Behaghel (2003) pour plus de détails.

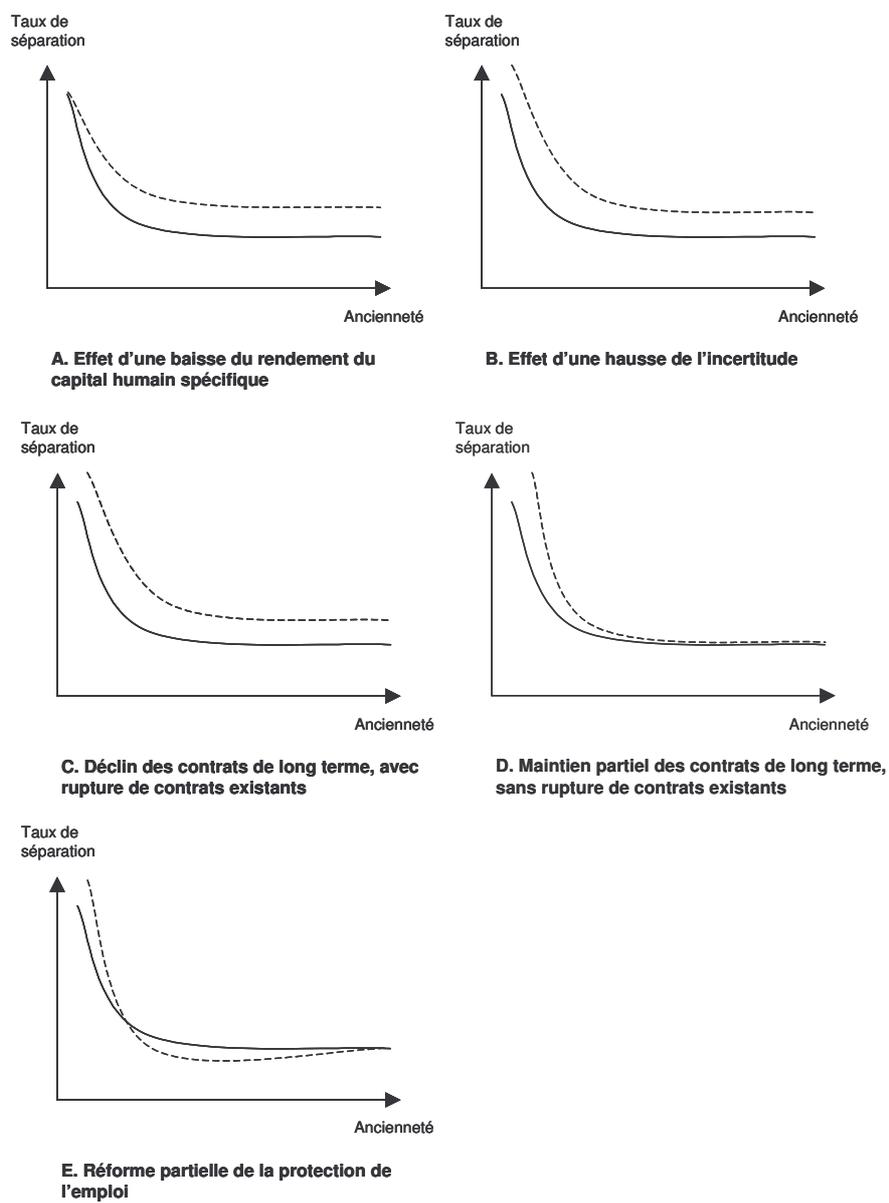


FIG. 5.4 – Effets prédits de différents chocs sur le profil de transition du non emploi vers le non emploi selon l'ancienneté

d'une baisse de la protection des emplois récents et d'une hausse de la protection des emplois anciens). Par ailleurs, le développement des cessations anticipées d'activité peut s'expliquer par d'autres raisons que la nécessité de préserver les contrats de long terme.

L'objectif de ce qui suit est de répondre partiellement à la seconde objection, en tentant d'établir un lien empirique entre cessations anticipées d'activité et contrats de long terme. On procède en deux temps. D'une part, on vérifie si les grands établissements, où les contrats de long terme sont réputés plus fréquents, protègent particulièrement les travailleurs anciens d'âge médian tout en évinçant les plus âgés. D'autre part, on envisage un choc susceptible de remettre en cause les contrats de long terme : la réduction des effectifs globaux du secteur. Les entreprises qui évincent leurs travailleurs âgés tout en préservant les travailleurs anciens sont-elles dans des secteurs en déclin où les engagements de long terme ne sont plus crédibles ?

### **3.2.2 Cessations anticipées d'activité et rôle protecteur de l'ancienneté dans les grands établissements**

La figure 5.5 montre l'évolution des transitions de l'emploi vers le non emploi des travailleurs de plus de 10 ans d'ancienneté, en fonction de leur âge. On distingue quatre groupes d'entreprises, en fonction du secteur (services<sup>37</sup> ou industrie) et de l'effectif (plus ou moins de 50 salariés). L'hypothèse sous-jacente est que les contrats de long terme sont plus fréquents dans les grandes entreprises que dans les petites et, peut-être, dans l'industrie que dans les services. Par ailleurs, on distingue deux types de départs de l'emploi pour les travailleurs âgés de 55 à 58 ans : les transitions vers le chômage, d'une part, et les transitions vers le non emploi (qui englobe chômage et préretraites) d'autre part. L'identification de ces deux destinations est imparfaite puisqu'elle repose sur les déclarations de l'Enquête Emploi et qu'on sait qu'une bonne part des chômeurs âgés se déclare en préretraites (Blanchet et Marioni, 1996). Mais cette mesure subjective est sans doute pertinente ici. On peut en effet supposer que le travailleur se dira plus fréquemment en chômage s'il a perçu la perte d'emploi comme résultant de la trahison d'un contrat implicite, et

---

<sup>37</sup>Hors administration et santé, éducation et sociale.

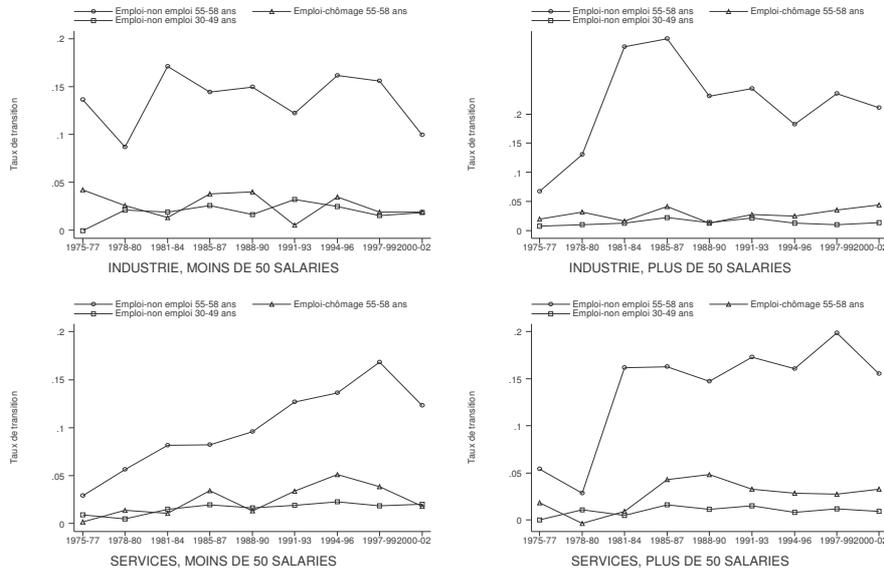


FIG. 5.5 – Evolution du risque net de perte d’emploi selon l’âge (Enquêtes Emploi, 1975-2002, hommes de plus de 10 ans d’ancienneté)

plus fréquemment en préretraite dans le cas contraire. L’écart entre les deux taux de transition peut donc, dans une certaine mesure, se lire comme la part de départs négociés ou “consensuels”.<sup>38</sup>

Le groupe des grandes entreprises de l’industrie correspond point par point à l’hypothèse de préservation des contrats de long terme par l’éviction des travailleurs âgés. Les pertes d’emploi sont stables et à un niveau faible pour les travailleurs anciens d’âge médian. En revanche, les taux de départ des travailleurs âgés croissent très rapidement à partir de 1981, puis se maintiennent à un niveau élevé (de l’ordre de 20% de départs chaque année entre 55 et 58 ans). Ces départs sont quasiment exclusivement déclarés comme des préretraites : cela conforte l’idée qu’ils ont constitué une solution consensuelle.<sup>39</sup>

<sup>38</sup>Les graphiques ont été construits de façon à contrôler, dans chaque groupe, les effets de composition au cours du temps. On a pour cela régressé la variable de transition sur un polynôme de l’âge, un polynôme de l’ancienneté, ainsi que des indicatrices de diplômes et de catégorie socio-professionnelle (ces variables ayant été au préalable centrées). Les valeurs reportées correspondent alors aux effets estimés des indicatrices de période ; ils sont nets des changements de structure dans les autres dimensions.

<sup>39</sup>Cela correspond aussi à une réalité : les préretraites sont plus fréquentes dans l’industrie.

Pour les petites entreprises de l'industrie, les évolutions sont nettement moins marquées. Les taux de départs anticipés à 55-58 ans sont stables sur toute la période, à un niveau plus élevé que dans les grandes entreprises. D'autre part, les transitions de l'emploi vers le chômage sont plus fréquentes que dans les grandes entreprises, pour les travailleurs d'âge médian comme pour leurs aînés, sans qu'une tendance ne se dégage sur la période. Conformément à l'hypothèse initiale, ces taux de transition plus élevés et stables peuvent indiquer des relations d'emploi de court terme (contrats spots) sur toute la période.

Pour les services, l'opposition entre grandes et petites entreprises n'est que légèrement atténuée. Dans les petites entreprises, l'insécurité de l'emploi monte progressivement pour tous. Dans les grandes entreprises, une part plus importante des départs de travailleurs âgés conduit au chômage – ou est déclarée y conduire. La différence entre grandes et petites entreprises peut, comme dans l'industrie, s'interpréter comme une opposition entre contrats de long terme et contrats de court terme.

Ce premier test conforte donc le scénario élaboré sur données agrégées. Bien entendu, d'autres interprétations sont possibles : grandes et petites entreprises ne diffèrent pas seulement par le type de contrats de travail négociés. Un second test consiste à approfondir les comparaisons intersectorielles effleurées ici avec le parallèle entre services et industrie.

### **3.2.3 Cessations anticipées d'activité et rôle protecteur de l'ancienneté dans les secteurs en déclin**

Selon l'hypothèse d'Idson et Valletta (1996), les contrats de long terme sont plus difficilement soutenables dans des secteurs en déclin : l'horizon des employeurs y est plus court et les travailleurs, sous la menace du chômage, sont moins soucieux de sanctionner l'employeur qui a rompu son engagement.

Néanmoins, les résultats suggèrent jusqu'à présent qu'en France les contrats de long terme se sont maintenus, et que les cessations anticipées d'activité ont servi de soupape d'échappement si nécessaire. On veut donc tester les deux hypothèses suivantes : les taux de transition vers le chômage des travailleurs anciens d'âge médian sont restés stables dans tous les secteurs, y compris les secteurs en déclin ;

et le recours aux cessations anticipées d'activité a été particulièrement marqué dans les secteurs en déclin.

On pourrait objecter que le taux de départs anticipés et l'évolution de l'effectif du secteur sont mécaniquement liés (si l'effectif décroît, c'est que des travailleurs quittent le secteur...). En fait, le lien est beaucoup moins mécanique : d'une part, le fait que des travailleurs âgés soient choisis pour réduire l'effectif ne va pas de soi ; d'autre part, les flux de travailleurs (*worker flows*) excèdent en pratique largement les flux d'emploi (*job flows*) si bien qu'il y a plus de transition vers le non emploi que ce qui est requis pour réduire les effectifs.<sup>40</sup>

Suite au changement de nomenclature d'activité de 1993, il n'est pas possible de construire à un niveau fin des séries sectorielles cohérentes. On se limite donc dans ce qui suit à un panel de 16 secteurs suivis sur 1975-2002. En raison de cet échantillon restreint, on se limite à des analyses essentiellement graphiques.

Les figures 5.6 et 5.7 répliquent, secteur par secteur, l'analyse de la figure 5.5. On représente par un trait plein supplémentaire l'évolution de l'effectif du secteur (normalisée à 0,1 en 1975-1977).<sup>41</sup> Les secteurs dont l'effectif décline (il s'agit principalement de l'industrie, l'exemple de l'automobile étant particulièrement net) ont plus souvent recours aux cessations anticipées d'activité ; en revanche, les licenciements de travailleurs anciens d'âge médian sont quasiment systématiquement évités. Les secteurs de services, à l'exception des activités financières et des services aux entreprises, ont peu recours aux cessations anticipées d'activité, mais licencient davantage à tous âges (voir par exemple le secteur des services aux particuliers).

La figure 5.8 résume plus directement les différences intersectorielles. Elle représente les taux de transition moyens (entre 1975 et 2002) de l'emploi vers le non emploi<sup>42</sup> en fonction de la variation de l'effectif sectoriel sur la période. On observe

<sup>40</sup>Voir Abowd, Corbel et Kramarz (1999).

<sup>41</sup>A nouveau, les graphiques ont été construits de façon à contrôler, dans chaque secteur, les effets de composition au cours du temps. On a pour cela régressé la variable de transition sur un polynôme de l'âge, un polynôme de l'ancienneté, ainsi que des indicatrices de diplômes, de catégorie socioprofessionnelle et de taille d'entreprise. Les valeurs reportées correspondent alors aux effets estimés des indicatrices de période ; ils sont nets des changements de structure dans les autres dimensions.

<sup>42</sup>Cette fois, les graphiques ont été construits de façon à contrôler les effets de composition entre secteurs. On a pour cela régressé la variable de transition sur un polynôme de l'âge, un

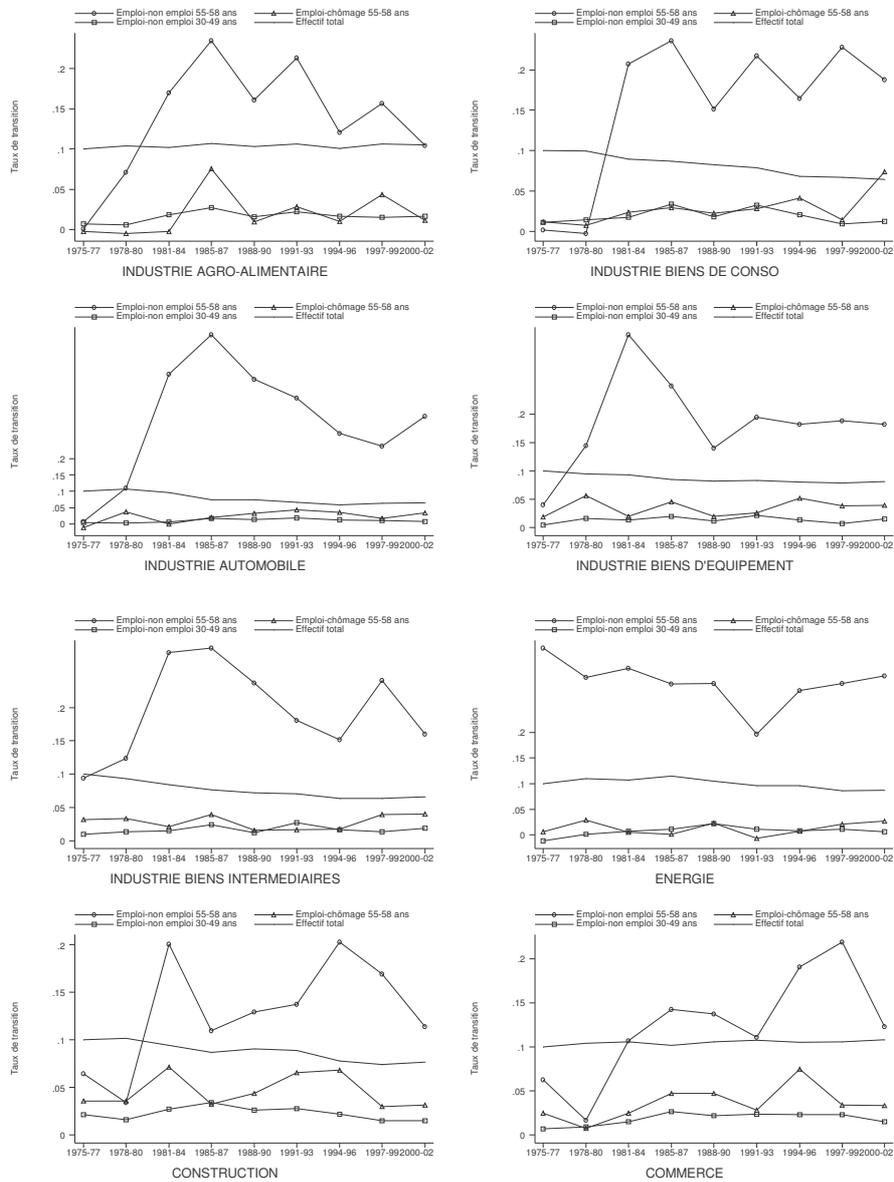


FIG. 5.6 – Evolutions nettes des transitions depuis l'emploi selon l'âge et le secteur (Enquêtes Emploi, 1975-2002, hommes de plus de 10 ans d'ancienneté)

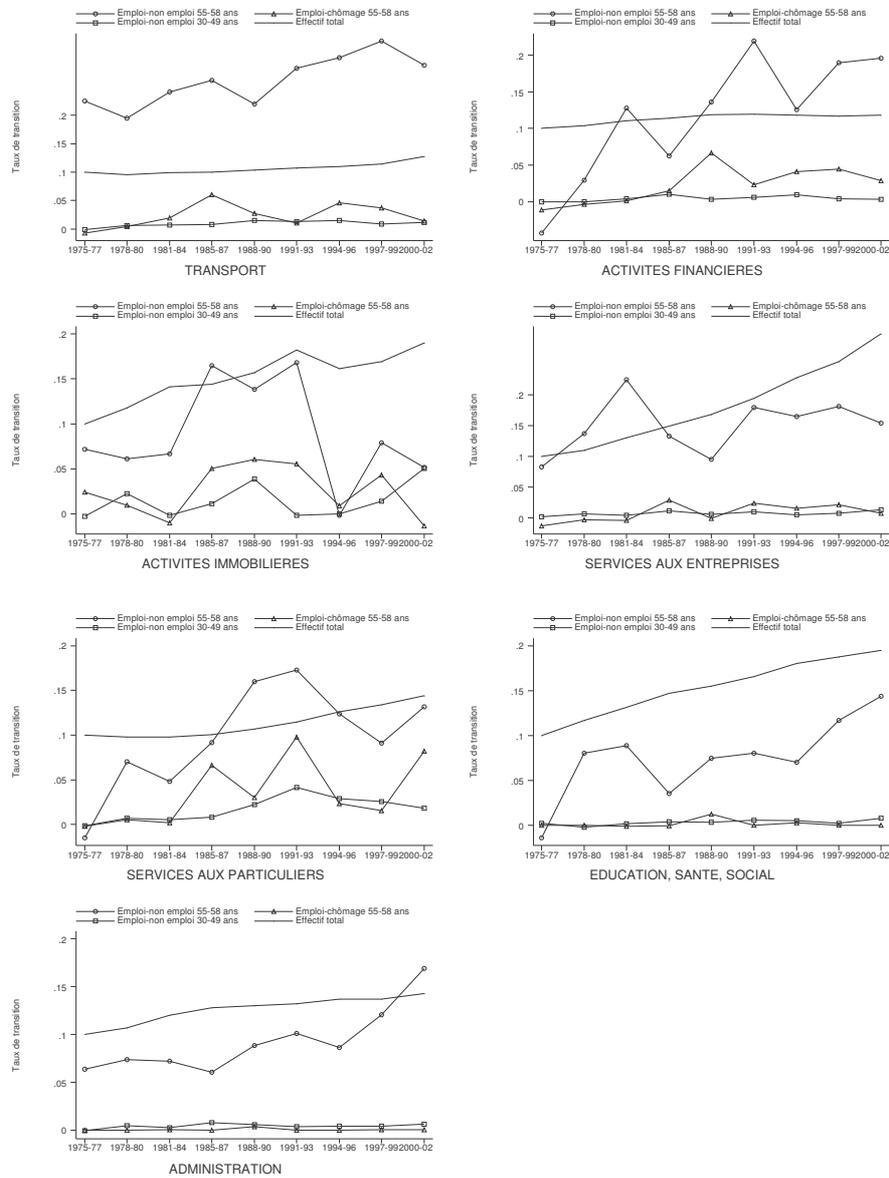


FIG. 5.7 – Evolutions nettes des transitions depuis l'emploi selon l'âge et le secteur (Enquêtes Emploi, 1975-2002, hommes de plus de 10 ans d'ancienneté)

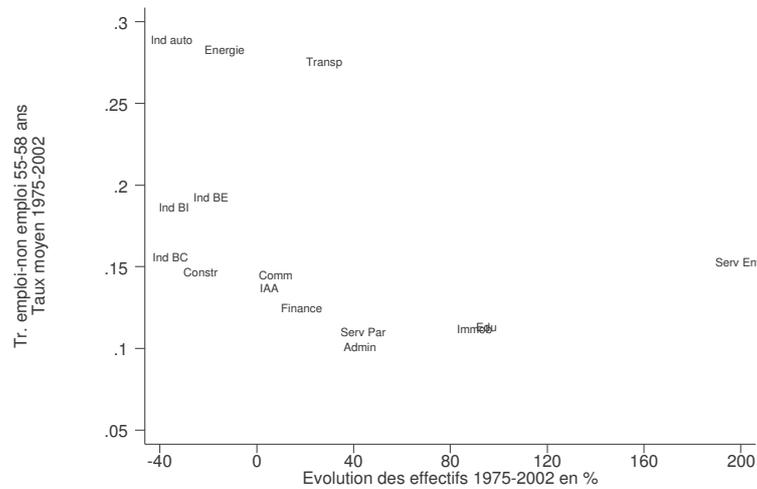


FIG. 5.8 – Taux nets de départs anticipés selon l'évolution de l'effectif sectoriel (Enquêtes Emploi, 1975-2002, hommes de 55-58 ans de plus de 10 ans d'ancienneté)

bien un recours accru aux départs anticipés dans les secteurs en déclin (en particulier industriels). Il y aurait comme deux régimes distincts de recours aux départs anticipés, à *évolution de l'effectif donnée*. Le premier groupe de secteurs (automobile, énergie, transports et services aux entreprises) recourt particulièrement fréquemment aux départs anticipés de travailleurs âgés ; les autres secteurs ont un recours plus faible. Même si, pour l'énergie et pour l'automobile au moins cela peut se relier à des dispositifs de cessation anticipée d'activité spécifiques, les causes de l'existence de ces deux groupes ne sont pas claires. En revanche, si on accepte de distinguer ces groupes, il existe dans chacun d'eux une claire relation entre déclin des effectifs et taux de départs anticipés.

La figure 5.9 fait apparaître une relation plus faible entre déclin des effectifs et insécurité de l'emploi des travailleurs anciens d'âge médian. Cette relation disparaît presque quand on fait abstraction de certains secteurs protégés (administration ; éducation, santé et social).

Finalement, ces résultats soutiennent plutôt l'hypothèse d'un report sur les plus

---

polynôme de l'ancienneté, ainsi que des indicatrices de diplômes, de catégorie socioprofessionnelle, de taille d'entreprise et de période. Les valeurs reportées correspondent alors aux effets estimés des indicatrices de secteur ; ils sont nets des changements de structure dans les autres dimensions.

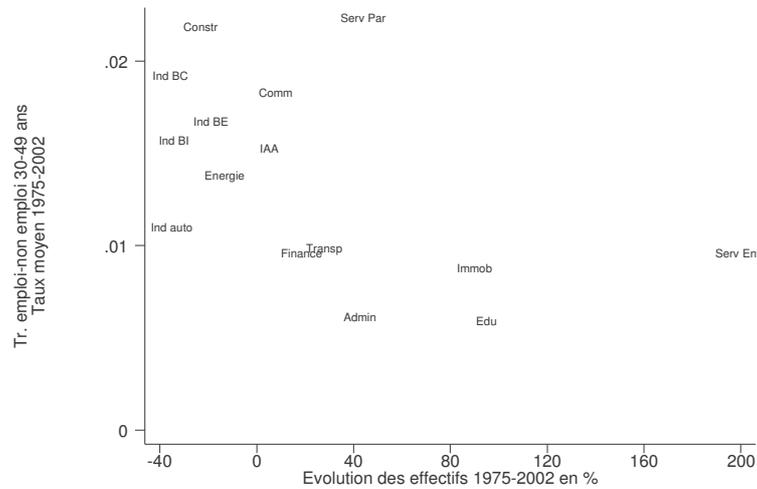


FIG. 5.9 – Taux nets de transition entre emploi et non emploi des travailleurs anciens d’âge médian selon l’évolution de l’effectif sectoriel (Enquêtes Emploi, 1975-2002, hommes de 30-49 de plus de dix ans d’ancienneté)

âgés des déclin sectoriels. Le besoin de préserver les contrats de long terme est un mécanisme possible de ce report.

## 4 Conclusion

L’hypothèse de préservation des contrats de long terme en France par le recours aux dispositifs de cessation anticipée d’activité est difficile à valider empiriquement. Les tests proposés dans ce chapitre, s’ils donnent des résultats plutôt positifs, ne sont pas discriminants : d’autres explications des résultats demeurent possibles. Ils constituent néanmoins un faisceau d’indices relativement conséquent. Dans aucune des dimensions testées – âge, ancienneté, taille des entreprises, évolution des effectifs sectoriels – l’hypothèse n’a été rejetée. Il s’agit donc d’une hypothèse intéressante, et non réfutée, pour endogénéiser l’existence des cessations anticipées d’activité.

Ce chapitre est resté exploratoire : il est possible d’aller plus loin. Deux directions sont à considérer.

La première est d’étudier l’évolution de la sensibilité des salaires à la conjoncture. On attendait des effets de premier ordre sur l’insécurité de l’emploi. Dans la mesure

où on ne les observe pas, il est logique de regarder les salaires.

La seconde est d'explorer systématiquement les mécanismes possibles de remise en cause des contrats de long terme. Le déclin des effectifs sectoriels a été étudié. Restent au moins cinq autres mécanismes : l'ouverture du commerce international, l'évolution de la structure financière des entreprises, les chocs démographiques sur la pyramide des âges des entreprises, l'évolution du pouvoir des syndicats et le progrès technique. Tous ces changements peuvent avoir des effets sur les contrats négociés. Certains peuvent aussi avoir des effets directs sur l'emploi et les salaires, si bien que le problème de l'identification des contrats de long terme demeurera, mais mieux circonscrit.

On envisage dans la partie suivante un de ces chocs susceptibles d'affecter les travailleurs âgés, via les contrats pratiqués et plus directement : le changement organisationnel et technologique.

## Annexes

### Annexe A : Description de l'échantillon

Le tableau A présente des statistiques descriptives sur l'échantillon de l'Enquête Emploi utilisé. Il s'agit uniquement d'hommes de plus de 30 ans.

		En %	
		1976-1980	1997-1999
<b>Nombre total d'observations (hommes salariés de 30-58 ans, initialement en emploi)</b>		<b>62 397</b>	<b>41 901</b>
Secteur d'activité	Agriculture (secteur EA de la NES16)	3	2
	Construction (secteur EH de la NES16)	13	9
	Industrie (secteur EB à EG de la NES16)	40	30
	Services (secteurs EJ à EP de la NES16)	28	36
	Administration, éducation, santé et action sociale (secteurs EQ et ER de la NES16)	17	23
Catégorie socioprofessionnelle	Cadres	13	17
	Professions intermédiaires	21	25
	Employés	15	13
	Ouvriers qualifiés	24	35
	Ouvriers non qualifiés	27	10
Diplôme	Diplôme supérieur	5	11
	Baccalauréat + 2 ans	3	9
	Baccalauréat ou brevet professionnel ou équivalent	9	10
	CAP, BEP ou équivalent	20	36
	BEPC seul	6	7
	Aucun diplôme ou CEP	48	28
	Non déterminé	10	0
Taille de l'entreprise	Moins de 10 salariés	13	24
	De 10 à 49 salariés	9	16
	De 50 à 499 salariés	17	22
	Plus de 500 salariés	34	29
	Non déterminé	27	9
Ancienneté dans l'entreprise	Moins de 2 ans	15	13
	De 2 à 5 ans	12	11
	De 5 à 10 ans	25	19
	De 10 à 20 ans	30	28
	De 20 à 30 ans	13	23
	Plus de 30 ans	5	6
Âge	30 à 39 ans	38	37
	40 à 49 ans	35	39
	50 à 54 ans	16	16
	55 à 59 ans	10	7
Type de contrat	CDI	-	95
	Stages de la formation professionnelle (CES, etc.)	-	1
	Intérim	-	1
	CDD	-	3
<b>Sous-échantillon des salariés de moins de 2 ans d'ancienneté</b>			
Type de contrat	CDI	-	69
	Stages de la formation professionnelle (CES, etc.)	-	7
	Intérim	-	9
	CDD	-	14

Source : Enquêtes Emploi, Insee.

TAB. A : Description de l'échantillon

## Annexe B : définition et mesure de l'insécurité de l'emploi à partir de l'Enquête Emploi

L'insécurité de l'emploi est définie comme la probabilité de départ involontaire du salarié, par opposition à l'instabilité de l'emploi, plus large, qui englobe les départs involontaires et volontaires.

La difficulté est d'identifier le caractère volontaire ou non d'un départ. Le critère qui vient à l'esprit – le départ a-t-il été initié par l'employeur ou par l'employé ? – n'est pas satisfaisant, en particulier à cause de l'existence d'une mobilité défensive où le salarié a l'initiative (il part de lui-même) sans que la mobilité soit volontaire (il le fait pour anticiper sur un licenciement à venir). D'où le choix d'un indicateur, le taux de transition annuel entre emploi et non emploi, dont il convient de passer en revue les avantages et les inconvénients.

Le taux de transition entre emploi et non emploi est un indicateur approchant de façon satisfaisante l'insécurité sous deux conditions : (i) ces transitions sont bien involontaires ; (ii) les mobilités vers le non emploi représentent une part stable des mobilités involontaires.

Le premier point semble acquis : les départs vers le chômage sont, en général, involontaires. Comme le notent Givord et Maurin (2004), l'Enquête Emploi permet d'identifier les chômeurs qui le sont devenus à la suite d'un départ dont ils ont eu l'initiative.<sup>43</sup> La proportion sur la période 1982-2000 est stable, autour de 8%, avec une légère tendance à la baisse. Ce n'est donc pas une source de biais problématique. Mais pourquoi avoir choisi le non emploi plutôt que le chômage ? L'idée n'est nullement d'assimiler le chômage à de l'inactivité, mais de produire une mesure cohérente pour toutes les tranches d'âge, sachant les limites de l'Enquête emploi utilisée. En effet, à partir de 55 ans, de nombreux départs se font vers les préretraites ou vers le chômage avec dispense de recherche d'emploi dont on sait qu'il est mal déclaré par les personnes enquêtées, qui se disent alors majoritairement en retraite ou préretraite (Blanchet et Marioni, 1996). Le choix du non emploi plutôt

---

<sup>43</sup>Givord et Maurin parlent alors de départ volontaire ("voluntary quit"). La modalité correspondante dans l'Enquête emploi renvoie aux cas de chômage dans lesquels l'intéressé "a démissionné, y compris pour suivre ou se rapprocher de son conjoint, pour d'autres raisons familiales ou pour raisons de santé". Sont inclus des cas de mobilité défensive ou contrainte ; on préfère donc ici parler de mobilité initiée par le salarié plutôt que de mobilité volontaire.

que du chômage permet de les inclure parmi les départs involontaires de l'emploi. Evidemment, c'est une correction excessive (puisque cela conduit à inclure des pré-retraites qui ont été pour certaines souhaitées par le salarié). Un argument en faveur de ce choix a trait aux comparaisons internationales : comparer des taux d'emploi est une façon d'évaluer la création d'emplois par une économie (offre et demande réunies) tout en restant agnostique sur la signification des diverses formes de non emploi (voir Cohen et Dupas, 2000). Finalement, le choix du non emploi plutôt que du chômage, sans véritable conséquence avant 50 ans<sup>44</sup>, doit s'accompagner d'une interprétation prudente pour les plus de 55 ans – prudence qui s'impose quel que soit l'indicateur retenu. Cette tranche d'âge est donc toujours analysée à part ; on l'a également restreinte aux personnes de 55-58 ans (qui atteignent 56-59 ans au terme de la fenêtre d'observation d'un an) afin de mettre de côté les effets directs de l'abaissement à 60 ans de l'âge légal de la retraite en 1982.

Sur le deuxième point – stabilité de la part de ce type de mobilité involontaire comparée à la mobilité involontaire d'emploi à emploi – il est difficile de faire une vérification totalement probante puisqu'il n'y a pas de mesure directe de la mobilité involontaire (défensive) d'emploi à emploi. C'est une réserve qu'on peut garder à l'esprit.

Une seconde particularité de la mesure est qu'elle concerne des transitions annuelles, seules disponibles dans l'Enquête Emploi avant 1990. Or un taux de transition annuel mesure la probabilité de passer au non emploi au cours de l'année *et d'y rester jusqu'à l'enquête suivante*. Il combine donc taux de perte d'emploi et taux de retour à l'emploi. Si le taux de retour à l'emploi baisse sur la période, notre mesure surestime alors la hausse de l'insécurité.

Le problème n'est cependant pas décisif ici. D'une part, on peut, sous l'hypothèse que les taux instantanés de transition entre emploi et non emploi (et vice versa) sont constants entre deux enquêtes, calculer des taux de transition *instantanés* qui

---

<sup>44</sup> Afin de s'assurer que le choix de l'indicateur n'affecte pas les résultats détaillés pour les hommes de 30 à 49 ans, on a reproduit les analyses avec deux autres indicateurs d'insécurité, plus restrictifs : le taux de transition de l'emploi vers le chômage, et le taux de transition de l'emploi vers le chômage suite à une fin de contrat ou à un licenciement. Les taux de transition sont légèrement plus faibles. Mais, pour les hommes de 30 à 49 ans, leur structure (par ancienneté) et l'évolution de cette structure sont très peu affectées, y compris au sein des différentes catégories socioprofessionnelles et aux différents niveaux de formation initiale.

ne reflètent eux que le risque de départ de l'emploi, et non les chances de retour à l'emploi. Givord et Maurin (2004), s'inspirant de Fougère et Kamionka (1992) obtiennent par cette méthode une série de taux de transition instantanés qualitativement très proche de la série de taux de transition annuels. La raison en est que les chances de retour à l'emploi ont certes baissé, mais que c'est un changement de second ordre par rapport à la hausse de l'insécurité. D'autre part, la légère *surestimation* de la hausse de l'insécurité qui subsiste dans la mesure où nous n'appliquons pas cette méthode vient *renforcer* le fait stylisé principal mis en évidence, qui est que l'insécurité de l'emploi n'a pas augmenté pour les salariés anciens d'âge médian.

Un dernier problème potentiel de la mesure est lié à l'attrition. Les taux de transition présentés reposent en effet sur les états d'activité déclarés par l'individu au jour de l'enquête, ce qui donne au plus trois observations (donc deux transitions) par personne enquêtée.<sup>45</sup> Chaque année cependant, des individus refusent de répondre ou ne sont pas enquêtés car ils ont déménagé. Si les personnes sans emploi sont surreprésentées parmi ces individus, la mesure des taux de transition est biaisée. Si ce biais change au cours du temps, la mesure de l'évolution de l'insécurité est elle aussi biaisée.

Une mesure alternative est donc utilisée pour pallier ce risque de biais d'attrition, à partir de la question rétrospective sur l'état d'activité l'année précédente, posée *la première année où un logement est enquêté*. L'intérêt est que l'échantillon est alors en principe indemne du biais d'attrition (toutes les personnes sont bien enquêtées, indépendamment de leur mobilité). L'inconvénient, outre une taille d'échantillon plus réduite (une transition par individu et non plus deux) et de possibles "biais de mémoire", est que l'ancienneté dans l'emploi occupé précédemment n'est pas renseignée avant 1990. Les analyses jusqu'à cette date ne peuvent donc pas être conduites sur cette question. Mais il est possible de faire deux tests : comparer, toutes anciennetés confondues, le taux de transition vers le non emploi selon les deux mesures et comparer, pour 1989-1999, les taux de transition selon l'ancienneté. On constate alors que le risque de sous-estimation du risque des pertes d'emploi est vérifié (mais très léger) particulièrement en fin de période. Mais on constate

---

<sup>45</sup>Le panel de l'enquête Emploi est renouvelé par tiers. Une personne est enquêtée trois années de suite en principe, à condition de ne pas avoir déménagé.

également que cette sous-estimation ne concerne pas les salariés d'ancienneté élevée. Les faits dégagés ne sont donc pas remis en cause.

## Annexe C : contrôle des effets de composition et effets de sélection

Le problème du contrôle des effets de composition est le suivant : quels auraient été les effets du changement de période (entre 1976-80 et 1997-99) sur les profils d'insécurité selon l'ancienneté si la composition de la population en emploi était restée la même ?

La probabilité qu'un individu donné connaisse une transition de l'emploi vers le non emploi est notée  $\Pr(s_{iat} = 1)$  ( $i$  indexe l'individu,  $a$  son ancienneté et  $t$  la période). Elle dépend de caractéristiques d'âge (4 catégories), de diplôme (6 catégories), de catégorie socioprofessionnelle (5 catégories), de secteur (16 secteurs de la NES), de taille d'entreprise (4 catégories) ainsi que de la conjoncture (approchée par le taux de croissance réel du PIB) qu'on veut contrôler et qui sont rassemblées dans le vecteur  $x_{iat}$ . On introduit également des variables muettes correspondant aux contrats précaires (CDD, intérim et stage de la formation professionnelle), rassemblées dans  $z_{iat}$ . Enfin, la probabilité de transition dépend également de l'ancienneté et de la période, qu'on introduit sous forme d'effets fixes croisés  $\delta_{at}$ . Elle dépend enfin d'un terme résiduel noté  $u_{iat}$  (cf. infra). Soit le modèle logit :

$$\Pr(s_{iat} = 1) = \Lambda(\gamma'x_{iat} + \zeta'z_{iat} + \delta_{at})$$

Les paramètres sont estimés par maximisation de la vraisemblance, séparément pour chaque tranche d'âge (on observe en effet que l'évolution du profil est fortement différenciée selon les tranches d'âge). Néanmoins, pour tenir compte des effets de l'âge au sein de chaque tranche d'âge, la variable âge est aussi introduite parmi les explicatives.

Les profils sont alors prédits en prenant pour catégorie de référence l'individu moyen de moins de deux ans d'ancienneté en période 1 (1976-80), soit :

$$\widehat{\Pr}(s_{iat} = 1 / x_{iat} = x_{.01}, CDI) = \Lambda(\widehat{\gamma}'x_{.01} + \widehat{\delta}_{at})$$

Les intervalles de confiance sont estimés en utilisant la méthode Delta.

Pour tenir compte des effets des différents types de contrats, on calcule des probabilités conditionnelles au fait d'être sous le contrat de type  $k$  :

$$\widehat{\text{Pr}}(s_{iat} = 1 / x_{iat} = x_{.01}, \text{contrat}_k) = \Lambda(\widehat{\gamma}'x_{.01} + \widehat{\zeta}_k + \widehat{\delta}_{at})$$

La probabilité prédite pour "tous contrats" est une moyenne pondérée :

$$\widehat{\text{Pr}}(s_{iat} = 1 / x_{iat} = x_{.01}) = \sum_k p_k \cdot \widehat{\text{Pr}}(s_{iat} = 1 / x_{iat} = x_{.01}, \text{contrat}_k)$$

où  $p_k$  représente la part du contrat  $k$  dans le groupe considéré.

## Effets de sélection

Pour interpréter les coefficients  $\widehat{\delta}_{at}$ , il faut tenir compte d'effets de sélection. Partons pour cela du modèle simple suivant où les coefficients  $\alpha_{at}$  représentent les effets *directs* de l'ancienneté :

$$s_{iat} = 1 \text{ ssi } s_{iat}^* > 0 \text{ avec :}$$

$$s_{iat}^* = \beta'x_{iat} + \alpha_{at} + \varepsilon_{iat}$$

L'effet de sélection et le problème de spécification viennent de ce qu'on n'observe  $s_{iat}$  que pour un sous-échantillon d'individus ayant atteint  $a$  années d'ancienneté à la date  $t$ .

On a donc :

$$E(s_{iat}^* / s_{iat} \text{ observé}) = \beta'x_{iat} + \alpha_{at} + E(\varepsilon_{iat} / s_{iat} \text{ observé})$$

En raison de l'effet de sélection, on n'a pas  $E(\varepsilon_{iat} / s_{iat} \text{ observé}) = 0$  ; l'erreur de spécification peut donc être interprétée comme l'omission d'une variable qui est corrélée avec l'ancienneté et vient biaiser l'estimation de  $\alpha_{at}$  dès qu'il y a de l'hétérogénéité inobservée. Soit  $\lambda_{at}$  l'effet des caractéristiques moyennes inobservées attendu après  $a$  années d'ancienneté :

$$E(\varepsilon_{iat} / s_{iat} \text{ observé}) = \lambda_{at}$$

En posant  $\delta_{at} = \lambda_{at} + \alpha_{at}$ , le modèle estimé s'écrit :

$$\begin{aligned}s_{iat} &= 1 \text{ ssi } s_{iat}^* > 0 \text{ avec :} \\ s_{iat}^* &= \gamma' x_{iat} + \delta_{at} + u_{iat} \\ u_{iat} &\text{ iid, } E(u_{iat}) = 0\end{aligned}$$

Estimé tel quel, le coefficient  $\widehat{\delta}_{at}$  comprend donc deux effets : l'effet direct de l'ancienneté et l'effet de la sélection selon des variables inobservées. On n'a pas tenté ici d'isoler ces deux effets (cela pourrait se faire dans le cadre d'un modèle de durée avec hétérogénéité inobservée). L'interprétation des résultats tient donc compte des différentes possibilités.



## Quatrième partie

### Changement organisationnel et technologique et biais selon l'âge



Si le changement organisationnel et technologique est biaisé par rapport au travail non qualifié, ne le serait-il pas aussi par rapport aux travailleurs âgés ?

L'hypothèse est fréquemment avancée dans le débat public. Ainsi, le rapport de Louis Souvet au Sénat contre la contribution Delalande<sup>1</sup> considère qu'il s'agit là, avec le coût élevé de la main-d'oeuvre âgée, du vrai problème pour l'emploi des seniors. Ainsi également, les enquêtes d'opinion auprès d'entreprises comme l'enquête ESSA<sup>2</sup> montrent que le vieillissement de la main-d'oeuvre est perçu comme un frein à l'innovation : 42% des chefs d'entreprise interrogés considèrent qu'un accroissement de la part des travailleurs de plus de 50 ans aura des effets négatifs sur l'introduction de nouvelles technologies.<sup>3</sup> C'est la principale conséquence perçue comme néfaste du vieillissement de la main-d'oeuvre, à parité avec la hausse des coûts salariaux, qui serait un effet négatif selon 41% des dirigeants d'entreprise interrogés (Monso et Tomasini, 2003).

Pour autant, cette hypothèse a été étonnamment peu testée par les économistes. Cela peut s'expliquer par un des premiers faits stylisés mis en avant par la littérature empirique sur la montée des inégalités – littérature qui, dans une large mesure, est à l'origine de l'intérêt pour l'hypothèse de progrès technologique biaisé en faveur du travail qualifié. En effet, le rendement salarial de l'expérience a *augmenté* aux Etats-Unis pendant les années 1970 et 1980, années où s'observe la baisse du salaire relatif des non qualifiés.<sup>4</sup> Pour autant, cette observation des salaires n'a sans doute pas été suffisamment approfondie<sup>5</sup> et ne suffit pas pour exclure une évolution de la demande relative de travailleurs âgés dont les effets pourraient se manifester davantage sur l'emploi que sur les salaires.

Si la recherche sur le biais du changement organisationnel et technologique a

---

<sup>1</sup>Voir 2<sup>ème</sup> partie.

<sup>2</sup>Voir chapitre 1.

<sup>3</sup>51% considèrent que le vieillissement sera sans effet, et 7% qu'il aura un effet positif.

<sup>4</sup>Selon Katz et Murphy (1992), les salaires relatifs des salariés expérimentés (présents sur le marché du travail depuis 26 à 35 ans) par rapport aux nouveaux entrants (1 à 5 ans d'expérience) ont augmenté, à niveau de qualification donné. Cette hausse s'observe surtout dans les années 1970 pour les plus diplômés (*college*) : le rapport des salaires moyens à ces deux niveaux d'expérience passe de 1,53 à 1,65. Elle a lieu surtout dans les années 1980 pour les moins diplômés (*high school*) : le même ratio passe de 1,65 à 1,95.

<sup>5</sup>Ainsi, dans leur revue de littérature sur la montée des inégalités, Autor et Katz (1999) incluent la hausse du rendement de l'expérience parmi les faits stylisés, mais ne présentent pas de travaux qui visent à l'expliquer.

privilegié la qualification plutôt que l'âge, elle n'en constitue pas moins un point de départ utile. Les travailleurs âgés ont en effet un rapport spécifique à la formation. D'abord, ils font partie d'une génération dont la formation scolaire est en moyenne plus faible. Mais ils sont également dans une position spécifique par rapport à la formation continue.

Le chapitre 6, en s'appuyant sur la littérature existante, a donc pour objet de montrer les sources d'un éventuel biais du changement organisationnel et technologique par rapport à l'âge. Il soulève en particulier la question d'un possible "désavantage comparatif" des salariés âgés pour la formation continue, lié à un horizon d'amortissement plus court, à des capacités d'apprentissage érodées ou à un coût d'opportunité de la formation plus élevé.<sup>6</sup>

Dans un second temps, le chapitre 7 teste donc, sur des données appariées d'entreprises et de salariés, l'hypothèse selon laquelle le changement organisationnel et technologique a conduit à une dégradation de l'accès relatif des travailleurs âgés à la formation.

Notre approche, à la différence de Aubert et al. (2004)<sup>7</sup>, ne consiste pas à estimer directement la relation entre changement organisationnel et technologique et demande relative de travail selon l'âge. Elle vise à étudier un déterminant de cette relation : l'investissement dans la formation au fil des âges. Cela introduit de la complexité, car il faut faire la part des autres facteurs qui influencent l'accès à la formation continue selon l'âge. Mais l'intérêt de l'approche est de commencer à ouvrir la "boîte noire" : si biais il y a, on en saura plus sur les mécanismes sous-jacents et sur les remèdes à apporter. En particulier, des politiques publiques axées sur la "formation tout au long de la vie" sont-elles une priorité pour faire face au changement organisationnel et technologique, comme le préconisent de nombreux rapports ? (OCDE, 1999 ; Gauron, 2000). Tel est l'enjeu de ces deux chapitres pour la politique publique.

---

<sup>6</sup>Le coût d'opportunité de se former plutôt que de produire augmente avec l'âge si le travailleur âgé a accumulé du capital humain qui le rend plus productif.

<sup>7</sup>Voir chapitre 6.

# Chapitre 6

## Le rôle de la formation continue dans l’hypothèse d’une modernisation biaisée selon l’âge

### 1 Introduction

Les relations entre organisation, technologie, qualification et âge sont complexes. Le risque serait d’en avoir une vision excessivement mécaniste, en utilisant naïvement la notion de fonction de production et sans s’interroger sur la façon dont s’opèrent les choix technologiques et organisationnels, ainsi que les choix de formation. La littérature sur le progrès technologique biaisé selon la qualification a bien souligné ces risques : limite de la fonction de production comme “boîte noire”, limite de l’hypothèse de biais comme *deus ex machina*<sup>1</sup>, oubli que ce biais est vraisemblablement endogène.<sup>2</sup>

De telles critiques s’appliquent *a fortiori* lorsqu’on introduit la dimension de l’âge. En particulier, l’endogénéité de la qualification selon l’âge doit être nécessairement prise en compte, puisqu’elle résulte directement de l’effort de formation

---

<sup>1</sup>Voir par exemple Bresnahan et al. (2002) : “Skill-biased technical change (SBTC) means technical progress that shifts demand toward more highly skilled workers relative to the less skilled. It also tends to be something of a residual concept, whose operational meaning is often ‘labor demand shifts with invisible causes’.”

<sup>2</sup>Voir sous-section 2.3, *infra*.

réalisé.<sup>3</sup>

L'objectif de ce chapitre est de développer un cadre d'analyse de l'effet du changement organisationnel et technologique sur la demande de travailleurs âgés qui intègre ces critiques, en accordant une attention particulière à la question de la causalité. On procède pour cela en deux temps. La première section examine comment l'hypothèse de progrès technologique biaisé selon la qualification peut être étendue à celle de biais selon l'âge. Elle permet d'examiner à la fois les enjeux théoriques et les quelques travaux empiriques existants. La seconde section se focalise sur le rôle de l'accès à la formation continue comme mécanisme potentiel de ce biais. Cela conduit à considérer plus généralement la position spécifique des travailleurs âgés vis-à-vis de la formation continue.

## 2 Du biais selon la qualification au biais selon l'âge

Il n'est pas question ici de recenser la littérature sur l'hypothèse de progrès technologique biaisé selon la qualification.<sup>4</sup> Cette littérature fournit néanmoins d'importants enseignements pour l'examen d'un biais selon l'âge (sous-section 1). Une courte littérature a par ailleurs commencé à explorer les effets du changement organisationnel et technologique selon l'âge (sous-section 2). Dans les deux cas, la question de la causalité est décisive (sous-section 3).

### 2.1 Les enseignements de l'étude du biais selon la qualification

Les résultats sur le progrès technologique biaisé selon la qualification concernent les travailleurs âgés dans la mesure où ceux-ci sont, en France, initialement moins

---

<sup>3</sup>Par conséquent, le terme de biais n'est repris dans ce qui suit que comme un terme descriptif indiquant un "choc asymétrique" ou un "effet différencié" du changement organisationnel et technologique (selon la qualification ou selon l'âge). Ce terme ne doit pas occulter la recherche des causes sous-jacentes.

<sup>4</sup>On se référera en particulier aux revues de Autor et Katz (1999) ; Acemoglu (2002) ; Chennells et Van Reenen (2002) et Greenan (2001).

qualifiés que les générations suivantes.<sup>5</sup> Cependant, ils guident aussi la recherche sur un biais selon l'âge, en posant deux questions : dans quelle mesure faut-il distinguer aspects organisationnels et technologiques ? à quel horizon étudier le biais, et comment la formation intervient-elle selon cet horizon ?

### 2.1.1 L'hypothèse de complémentarité et la distinction des aspects organisationnels et technologiques

L'effet asymétrique du progrès technologique sur la demande de travail par qualifications est souvent expliqué par la complémentarité entre capital humain (qualification), pratiques organisationnelles et technologie. Malgré cette complémentarité potentielle, il reste important de distinguer ces différentes dimensions, en particulier la technologie et l'organisation : leurs évolutions ne coïncident qu'imparfaitement et peuvent avoir des implications différentes sur la demande de qualification.

La littérature théorique et empirique a établi la complémentarité entre les nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC) et les nouvelles pratiques organisationnelles (NPO).<sup>6</sup> Les NTIC requièrent et permettent le changement organisationnel. En particulier, la décentralisation de la décision et l'intensification de la communication sont facilitées par les NTIC, et permettent d'en tirer le meilleur parti.<sup>7</sup> Pour autant, cette complémentarité n'implique pas une correspondance parfaite entre technologie et organisation. Ces deux dimensions, selon les termes de Caroli (2001) "co-évoluent", mais cette co-évolution est loin d'être parfaite : il existe d'importants coûts d'ajustement et la mise en oeuvre des complémentarités relève d'un processus de tâtonnement imparfait.<sup>8</sup> Il est donc important

---

<sup>5</sup>Cela n'est vrai qu'en termes de formation scolaire. La notion de qualification est plus complète ; cependant, la montée des inégalités salariales s'observe déjà selon la formation scolaire.

<sup>6</sup>Ces nouvelles pratiques organisationnelles peuvent se définir, selon Caroli (2001), comme l'évolution vers un modèle "organique" caractérisé par :

- une hiérarchie plus plate, avec davantage de responsabilités transférées aux niveaux inférieurs ;
- le développement du travail d'équipe ;
- une plus grande variété des tâches ;
- une communication plus intense ;
- des liens plus étroits avec les autres entreprises et les clients.

<sup>7</sup>Il existe une littérature théorique croissante sur la façon dont les coûts d'information et de communication déterminent l'organisation interne de l'entreprise. Voir la revue de Greenan (2001) et en particulier Milgrom et Roberts (1990).

<sup>8</sup>Bresnahan et al. (2002) utilisent le terme de "co-invention" pour marquer ce processus de

de regarder les liens entre capital humain et NTIC ou NPO à la fois globalement et isolément.

La complémentarité entre NTIC et travail qualifié, comme le note Caroli (2001) ne va pas de soi. Le progrès technologique a pu ainsi être considéré alternativement comme qualifiant (*upskilling*) ou déqualifiant (*deskilling*). Plusieurs hypothèses théoriques peuvent être émises. L'une consiste à distinguer selon l'horizon. A court terme, le progrès technique serait sans ambiguïté qualifiant, dans la mesure où les imprévus inhérents à la mise en place de nouvelles techniques requièrent une main-d'oeuvre qualifiée. A long terme, l'effet serait plus ambigu : les machines prennent en charge les tâches simples, mais aussi certaines tâches complexes, pouvant ainsi se substituer au travail qualifié et non qualifié.<sup>9</sup> La distinction des horizons peut aussi être intéressante pour l'âge : aux effets de court terme déstabilisateurs sur les stratégies de travailleurs âgés fondées sur l'expérience<sup>10</sup> succèdent peut-être des effets différents à long terme.

Les prédictions concernant la complémentarité entre NPO et capital humain sont plus consensuelles. Les nouvelles formes d'organisation impliquent en particulier davantage d'autonomie, de polyvalence et de capacités de communication ; elles sont donc fondamentalement demandeuses de qualification.<sup>11</sup> A nouveau, ces indications peuvent suggérer des pistes pour un biais défavorable aux travailleurs âgés. Des effets de génération peuvent expliquer une moins grande aisance relationnelle chez les plus âgés.<sup>12</sup> Par ailleurs, la polyvalence exigée peut également rendre plus difficile des "stratégies" fondées sur l'accumulation d'expérience, si les situations deviennent

---

tâtonnement.

<sup>9</sup>Bresnahan et al. (2002) considèrent que l'ambiguïté (y compris à long terme) peut être levée. Il y a vraisemblablement complémentarité, pour deux raisons. D'une part, la substitution entre intelligence artificielle et intelligence humaine s'avérerait en réalité limitée (*limited substitution* : l'ordinateur est peu utile pour le traitement des exceptions, les raisonnements non algorithmiques, etc.). D'autre part, les NTIC créent un afflux considérable d'information (*information overload*) dont le traitement requiert la création de nouveaux emplois qualifiés.

<sup>10</sup>Voir au chapitre 1 la synthèse de Jolivet et al. (2000).

<sup>11</sup>Voir en particulier de Coninck (1991), Greenan et Walkowiak (2004) et Greenan et Mairesse (2003).

<sup>12</sup>La thèse est développée par les intéressés eux-mêmes dans l'entreprise VENTE-MAT étudiée par Alexandre-Bailly et al. (2004), qui reconnaissent la plus grande aisance des jeunes dans les relations avec les clients. Moatty (1999) montre cependant à partir des enquêtes Techniques et organisation du travail que les échanges d'information peuvent faire fortement appel à l'expérience, si bien que l'enjeu serait de faciliter la mobilisation de cette expérience par les travailleurs âgés.

trop diverses.

Empiriquement, de nombreux travaux convergent pour indiquer un biais du changement technologique et (dans des travaux plus récents) organisationnel en défaveur des non qualifiés. Les travaux plus anciens reposent sur des données sectorielles (par exemple, Mincer, 1988) ou sur des données individuelles de salariés (par exemple, Krueger, 1993). Mais se sont également développés des travaux sur données d'entreprises, où le test empirique de l'hypothèse de complémentarité repose en général sur l'estimation de demandes de facteur ainsi que de fonctions de production.<sup>13</sup>

Ainsi, l'existence d'un biais selon la qualification est confirmée dans les deux dimensions du changement organisationnel et technologique, même si la question restait théoriquement ouverte. Il conviendra de même, pour une étude du biais selon l'âge, de bien tester les effets de ces deux dimensions.

### 2.1.2 Importance de l'horizon temporel et de la formation continue

Le second enseignement porte sur la prise en compte de l'horizon temporel. En effet, les réponses des entreprises au changement organisationnel et technologique peuvent varier au cours du temps. Comme le note Mincer (1988), il existe deux réponses possibles en termes de capital humain (*human capital responses*) au changement technologique : soit l'entreprise modifie sa politique de recrutement et de licenciement pour renouveler sa main-d'oeuvre, soit elle renforce l'effort de formation. Ces deux réponses peuvent correspondre à des phases distinctes.

Empiriquement, Mincer étudie l'impact de la croissance de la productivité globale des facteurs sur un panel de 28 secteurs aux Etats-Unis, entre 1968 et 1985. Même si l'analyse économétrique reste simple, la dimension temporelle des données

---

<sup>13</sup>Caroli et Van Reenen (2001) montrent ainsi, sur un panel d'entreprises françaises et britanniques, que la part salariale du travail qualifié augmente avec le changement organisationnel et (en Grande-Bretagne seulement) avec le changement technologique. Par ailleurs, les gains de productivité liés au changement organisationnel et technologique sont plus importants dans les établissements où la part du travail qualifié est importante (les données pour ce dernier test n'étant disponibles que pour la France). De façon assez similaire, Bresnahan et al. (2002) constatent, sur un panel d'entreprises américaines, que les investissements en TIC augmentent avec le niveau de formation de la main-d'oeuvre et avec les pratiques organisationnelles innovantes, et que les interactions entre qualification de la main-d'oeuvre et NPO ou NTIC ont un impact positif significatif sur la productivité.

suggère d'intéressants résultats. L'effet de long terme du changement technologique est identifié par l'effet du taux de croissance moyen depuis 1960 de la productivité globale des facteurs, tandis que l'effet de court terme correspond à l'effet du taux moyen contemporain (pendant les années 1970). A court terme, l'emploi de travailleurs qualifiés augmente dans les secteurs dont la productivité augmente plus rapidement. En revanche, à croissance de la productivité présente (en 1970-79) donnée, les effets de la croissance de la productivité passée (en 1960-69) sont négatifs. Cela suggère que l'effet du progrès technologique sur la demande de travail qualifié s'estompe dans le temps, ce que Mincer interprète comme l'effet d'une banalisation des techniques.<sup>14</sup>

Les résultats sont tout à fait différents pour la formation continue : le progrès technique n'a pas d'effet à court terme, mais n'a qu'un effet retardé, et uniquement sur les travailleurs de moins de 12 ans d'expérience. Il semble donc que l'adaptation de la main-d'oeuvre par la formation continue ne vient que dans un second temps, et ne concerne que les jeunes. Cette interprétation est confortée par l'étude des flux de main-d'oeuvre. Mincer conclut que la première réponse à la croissance plus rapide de la productivité est une modification de la part de travailleurs qualifiés recrutés, tandis que la réponse à plus long terme est la hausse de la formation continue.

Néanmoins, cette réponse ne s'observe significativement que pour les travailleurs plus jeunes : cela nous introduit à l'hypothèse d'un biais selon l'âge.

## 2.2 Hypothèse d'un biais selon l'âge et premiers tests

### 2.2.1 Effet direct de l'âge et effet via la formation

A notre connaissance, l'hypothèse d'un effet défavorable du changement organisationnel et technologique sur l'emploi des travailleurs âgés n'a pas fait l'objet de développements théoriques systématiques. Divers mécanismes sont cependant mentionnés en introduction aux tests empiriques existants. On peut les classer en deux catégories : certains mécanismes sont directement liés à l'âge ; d'autres opèrent via l'accès à la formation continue.

---

<sup>14</sup>Par ailleurs, Mincer distingue les travailleurs selon qu'ils ont plus ou moins de 12 ans d'expérience sur le marché du travail. Mais en termes de qualification des emplois, les effets du progrès technique ne sont pas différents pour ces deux catégories d'âge.

Deux mécanismes directs peuvent expliquer que le changement organisationnel et technologique rende les travailleurs âgés relativement moins productifs.<sup>15</sup> Le premier est que le changement organisationnel et technologique peut rendre obsolète la formation scolaire reçue par les travailleurs âgés. Le second vient de la prépondérance du capital humain spécifique dans le capital humain des travailleurs âgés, puisque ces travailleurs sont aussi en moyenne des travailleurs anciens dans leur entreprise. Or par plusieurs canaux le changement organisationnel et technologique a pu provoquer une baisse du rendement du capital humain spécifique. Une première hypothèse évoque le rôle des nouvelles technologies de l'information et de la communication, qui auraient modifié le mode de détention des savoirs productifs dans les entreprises. Auparavant portés par des salariés anciens sous forme de connaissances tacites, ces savoirs pourraient désormais être codifiés, stockés et transmis aux autres salariés. Les salariés anciens auraient ainsi perdu leur rôle spécifique de "mémoire" de l'entreprise (voir Caroli, 2000). La seconde hypothèse évoquée par la littérature est l'apparition de nouveaux modèles organisationnels et de nouveaux processus de création de valeur qualifiés de "post-fordistes" qui valorisent moins l'ancienneté. Plus que l'acquisition graduelle de compétences spécifiques, ce serait la recombinaison rapide et flexible de travailleurs aux expériences variées qui assurerait l'avantage concurrentiel des entreprises.<sup>16</sup>

Il existe un autre mécanisme, indirect, potentiellement défavorable aux travailleurs âgés, et qui passe par un "désavantage comparatif" des plus âgés par rapport à la formation continue. Les résultats de Mincer (1988) suggèrent en effet que la formation continue est une réponse importante au changement organisationnel et technologique – mais Mincer n'observe cette réponse que pour les travailleurs moins expérimentés. La littérature évoque différentes raisons à ce possible "désavantage comparatif" : horizon d'amortissement plus court, capacités d'apprentissage érodées, coût d'opportunité de la formation plus élevé. Tous les auteurs ne prédisent pas pour autant que le changement organisationnel et technologique provoque une baisse de l'accès relatif des travailleurs âgés à la formation continue. Bartel et Sicher-

---

<sup>15</sup>La liste n'est pas exhaustive. On ne revient pas sur deux autres mécanismes évoqués à la sous-section précédente : moindre facilité des génération anciennes à communiquer ; faible compatibilité entre la polyvalence et les stratégies des travailleurs âgés fondées sur l'expérience.

<sup>16</sup>Pour une explicitation de l'hypothèse et un test sur les rendements salariaux de l'ancienneté, voir DiPrete et alii (2002) ainsi que la synthèse présentée au chapitre 5.

man (1993) considèrent au contraire que la dépréciation plus rapide des savoir-faire doit conduire à répartir plus équitablement l'effort de formation sur toute la carrière, donc à le renforcer en fin de carrière. Cette hypothèse de désavantage comparatif requiert donc une clarification. Elle fera l'objet d'un modèle théorique au chapitre suivant.

La question de la temporalité peut être ici importante. En particulier, on peut se demander si les effets du changement organisationnel et technologique sont ponctuels (ajustement à un choc) ou durables (changement de régime). Ainsi, NTIC et NPO dévalorisent vraisemblablement certaines formes de capital humain spécifique accumulées (choc ponctuel). Mais est-ce pour y substituer d'autres formes de capital humain spécifique, ou pour durablement réduire le rôle du capital humain spécifique (changement de régime)? De même, le besoin de formation peut n'être que transitoire et constituer un coût d'ajustement ponctuel au changement organisationnel et technologique. Mais la modernisation peut aussi requérir une hausse durable de la formation, s'il y a complémentarité entre capital humain, NTIC et NPO. Empiriquement, les analyses comportent rarement la dimension temporelle nécessaire pour trancher.<sup>17</sup> Il importe de garder ces deux possibilités à l'esprit pour interpréter l'accès à la formation continue : celle-ci peut refléter un ajustement ponctuel d'adaptation, ou un processus durable d'élévation des qualifications.

### 2.2.2 Les tests empiriques

La (courte) littérature sur l'hypothèse d'un biais selon l'âge est surtout empirique. Les tests effectués portent sur deux dimensions : l'âge de départ d'activité et l'adoption d'outils innovants.

**Tests sur l'emploi** Les premiers tests de l'effet du changement organisationnel et technologique sur l'emploi selon l'âge (Bartel et Sicherman, 1993 ; Friedberg, 2003) sont effectués à partir de données individuelles de travailleurs et sont interprétés en termes d'offre de travail : le changement organisationnel et technologique conduit-il à des retraits d'activité plus précoces? Plus récemment, Aubert et al. (2004) ont

---

<sup>17</sup>Mincer (1988) et Bartel et Sicherman (1993) sont des exceptions, mais portent uniquement sur le changement technologique et sur données agrégées.

étudié des données individuelles d'entreprises en posant le problème en termes de demande de travail : les entreprises innovantes évincent-elles leurs travailleurs âgés ? Il est clair néanmoins que l'effet sur l'emploi résulte à la fois d'effets d'offre et de demande, si bien que ces travaux se rejoignent.

Bartel et Sicherman (1993) étudient la probabilité de retrait d'activité dans un panel de travailleurs américains<sup>18</sup> entre 1966 et 1983 selon le taux de progrès technique (mesuré par la variation de la productivité globale des facteurs dans 35 secteurs d'activité). Afin de distinguer les effets d'un régime permanent de progrès technique rapide des effets d'un choc transitoire, ils construisent deux variables : la croissance moyenne de la productivité globale des facteurs sur 10 ans (MTECH) et la variation de cette croissance entre deux années, normalisée par l'écart-type sur 10 ans (SHK). Leur hypothèse est qu'une croissance durable élevée de la productivité globale des facteurs incite à développer la formation continue aux âges élevés et à rester plus longtemps en emploi, tandis qu'un choc non anticipé peut rendre l'adaptation trop coûteuse et précipiter le retrait d'activité. Les résultats confirment cette hypothèse : une accélération de la croissance de la productivité (variable SHK) augmente la probabilité de départ en retraite, l'effet étant significatif à partir de 65 ans ; en revanche, une croissance durablement plus élevée de la productivité réduit les probabilités de départ en retraite.<sup>19</sup> Quoique centrale dans la motivation théorique, la formation continue n'est que partiellement introduite dans l'analyse empirique, sous forme d'un indicateur (*proxy*) du niveau moyen de formation requis pour l'emploi, RQT.<sup>20</sup> Cet indicateur a un effet significatif : les travailleurs poursuivent plus longtemps leur activité dans un emploi requérant davantage de formation. Mais l'effet de MTECH n'est pas affecté, ce qui conduit Bartel et Sicherman à conclure que l'effet du changement organisationnel et technologique passe bien par le redressement du profil de formation (davantage de formation aux âges élevés) et non par une hausse de l'effort de formation moyen sur la carrière. Cependant, cette évolution du profil

---

<sup>18</sup>Il s'agit du National Longitudinal Survey of Older Men.

<sup>19</sup>Les données sont utilisées en coupe répétée, et non en panel. Cela pose en particulier le problème du contrôle de l'hétérogénéité inobservée et de la sélection aux âges élevés.

<sup>20</sup>Cette proxy est construite à partir du PSID en 1978, par occupation, à partir d'une question subjective sur le temps de formation requis pour qu'un travailleur moyen de la profession à laquelle appartient le travailleur interrogé soit pleinement qualifié et formé. C'est donc une proxy de la formation requise en moyenne, indépendamment de l'âge.

de formation selon l'âge n'est pas mesurée directement.

Aubert et al. (2004) étudient la demande de travail selon la qualification en fonction des caractéristiques organisationnelles et technologiques de l'entreprise en 1997. Ils appartiennent pour cela des données administratives d'entreprise (DADS) avec les données d'entreprise de l'enquête COI.<sup>21</sup> La demande de travail est approchée par l'estimation jointe, en coupe en 1997, de l'effet du changement organisationnel et technologique sur les parts salariales des travailleurs de quatre tranches d'âge (20-29, 30-39, 40-49 et 50-59 ans), ainsi que par l'étude des flux de main-d'oeuvre dans les années qui suivent (1998-2000).<sup>22</sup> Trois variables explicatives d'intérêt sont introduites : deux variables dichotomiques sur l'usage d'ordinateurs et d'Internet, et une variable sur le nombre de dispositifs organisationnels innovants adoptés par l'entreprise. Les corrélations partielles obtenues entre les trois variables d'innovation et la part salariale des travailleurs âgés sont négatives. Ces corrélations se retrouvent pour les cadres pris isolément, ainsi que pour les employés (mais pour les variables technologiques seulement) et pour les ouvriers (pour la variable organisationnelle seulement). En ce qui concerne les flux, seule la variable d'organisation est corrélée positivement avec les départs de travailleurs âgés. En revanche, les trois variables d'innovation réduisent les recrutements de travailleurs âgés au profit de travailleurs plus jeunes. Aubert et al. interprètent ces résultats comme le signe d'un biais du changement organisationnel et technologique défavorable aux travailleurs âgés.<sup>23</sup> Cependant, ils soulignent que l'inférence causale demeure fragile sur une simple régression en coupe, étant donnée la forte hétérogénéité des entreprises. Les données de l'enquête COI comportent une information sur l'évolution de l'organisation et de l'informatisation de l'entreprise<sup>24</sup>, mais cette information n'a pas été utilisée pour

---

<sup>21</sup>Voir annexe A pour une présentation des données de l'enquête COI.

<sup>22</sup>La méthode est similaire à celle des estimations de demande de facteurs menées pour étudier le biais selon la qualification (cf. supra les approches de Caroli et Van Reenen, 2001, et Bresnahan et al., 2002). Les estimations sont menées toutes qualifications confondues, ou séparément pour trois catégories socioprofessionnelles. Les résultats sont globalement maintenus au sein d'une qualification donnée.

<sup>23</sup>La corrélation négative observée avec les recrutements est importante dans leur argumentation. Elle concerne des recrutements postérieurs à la mesure du changement organisationnel et technologique, si bien que la causalité inverse est exclue. Par ailleurs, alors qu'un effet sur les licenciements pourrait être la simple traduction d'un choc défavorable conduisant à une restructuration ainsi qu'à un plan de départs anticipés, sans lien causal entre ces deux aspects, les recrutements semblent vraiment traduire les besoins de main-d'oeuvre des entreprises.

<sup>24</sup>Cette information longitudinale sera mobilisée au chapitre suivant.

une estimation de la demande de travail en différence.

**Les tests sur l'adoption d'outils innovants** Une autre façon de tester l'existence d'un biais consiste à examiner si les travailleurs âgés utilisent des outils innovants. La littérature s'est en particulier focalisée sur la diffusion des ordinateurs. Alors que pour certaines professions on a pu observer une nette césure entre générations utilisant ou non les outils informatiques<sup>25</sup>, les tests plus systématiques ne montrent pas d'effet si net de l'âge. Borghans et Ter Weel (2002) ne trouvent pas d'effet significatif de l'âge sur l'usage d'ordinateurs, à qualification donnée. Friedberg (2003) pour les Etats-Unis montre par le suivi longitudinal de cohortes de salariés que l'adoption des ordinateurs s'est faite à tout âge. C'est seulement après 50 ans que le rythme d'adoption est moins rapide qu'aux autres âges.<sup>26</sup> Pour Friedberg, ce résultat contredit l'hypothèse d'un effet d'obsolescence de la formation initiale, ou d'une baisse des capacités d'apprentissage : un tel effet devrait selon elle se manifester de façon continue selon l'âge. En revanche, le ralentissement du rythme d'adoption après 50 ans est interprété comme l'effet du raccourcissement de l'horizon d'activité à l'approche de la retraite, qui dissuade de nouveaux investissements. Faute de données sur la formation, Friedberg ne peut néanmoins tester ce lien entre âge et formation. L'hypothèse testée, similaire à celle de Bartel et Sicherman (1993) est plutôt que l'usage de l'informatique tend à retarder le départ en retraite. Cette hypothèse est validée dans un modèle de probabilité linéaire du départ en retraite en fonction de l'usage ou non d'ordinateurs, en instrumentant cet usage par le taux d'utilisation de l'informatique chez les travailleurs jeunes du même secteur et de la même catégorie socioprofessionnelle.

En résumé, la littérature empirique sur l'hypothèse d'un biais défavorable à l'âge reste limitée. Certains résultats indiquent un biais défavorable à l'âge (en cas d'accélération du progrès technologique pour Bartel et Sicherman, 1993 ; de façon générale

---

<sup>25</sup>MacDonald et Weisbach (2001) prennent l'exemple de l'architecture où le marché a été conquis par les jeunes architectes maîtrisant les outils informatiques, avec des résultats frappants : selon le recensement de 1990 aux Etats-Unis, leurs revenus moyens étaient de 130000\$ à 25-34 ans contre seulement 100000\$ à 45-54 ans.

<sup>26</sup>Aubert et al. (2004) signalent de possibles biais de sélection, les travailleurs âgés qui n'adoptent pas les ordinateurs pouvant quitter plus tôt leur emploi. Néanmoins, les départs anticipés aux Etats-Unis sont suffisamment rares avant 60 ans pour que le biais soit faible.

pour Aubert et al., 2004). Mais les résultats sur l'adoption de nouvelles technologies sont moins favorables à la thèse du biais selon l'âge.

Par ailleurs, deux enjeux de méthode ressortent. Alors que la formation joue un rôle important dans les mécanismes théoriques mis en avant, son rôle n'est pas véritablement testé. D'autre part, la question de la causalité demeure peu traitée. D'où vient l'adoption ou non du changement organisationnel et technologique ? Quels sont les risques de corrélation fallacieuse ? Il convient de discuter plus en détail cette question de la causalité.

## 2.3 La question de la causalité

La question de la causalité a été particulièrement discutée dans la littérature sur le progrès technologique biaisé selon la qualification, dans des travaux qui soulignent l'endogénéité du progrès technique. Le problème se pose-t-il aussi pour l'hypothèse d'un biais selon l'âge ?

### 2.3.1 L'endogénéité du changement organisationnel et technologique

D'un point de vue théorique, on a vu qu'il existe des arguments pour que le progrès technique soit biaisé aussi bien en faveur qu'en défaveur du travail non qualifié. En fait, on peut se demander si le sens du biais, loin d'être donné, n'est pas lui-même endogène. Acemoglu (2002) pose le problème en termes éclairants. On peut distinguer les "macro-inventions", tirées par le contexte scientifique et largement autonomes vis-à-vis des incitations économiques, et les "micro-inventions", applications tirées par la demande. En simplifiant, l'endogénéité du biais est alors ce qui fait qu'une macro-invention comme le microprocesseur conduit à la micro-invention de l'ordinateur, utilisé par le travail qualifié, plutôt qu'à des scanners perfectionnés qui auraient profité aux non qualifiés.

Empiriquement, la thèse de l'endogénéité du biais ne manque pas d'arguments. Acemoglu (2002) développe l'exemple de l'Angleterre au 19<sup>ème</sup> siècle. La croissance démographique et l'exode rural y produisent, contrairement au 20<sup>ème</sup> siècle, une hausse de l'offre relative de travail non qualifié. Cela expliquerait le développement de technologies biaisées en faveur des non qualifiés, en particulier le *factory system*

qui vient remplacer les tâches auparavant effectuées par des artisans qualifiés.<sup>27</sup> Plus récemment, les comparaisons menées par le NIESR<sup>28</sup> sur les choix technologiques et organisationnels d'établissements comparables en Grande-Bretagne et en Allemagne montrent comment l'offre importante en Allemagne de techniciens et d'ouvriers qualifiés, et sa faiblesse en Angleterre, ont induit des choix technologiques et organisationnels opposés.

Il convient de noter que l'offre relative de différentes catégories de main-d'oeuvre n'est pas le seul facteur susceptible d'influer sur le biais. Les institutions peuvent en particulier jouer un rôle majeur. Acemoglu (2002) suggère ainsi qu'un salaire minimum élevé a favorisé le développement de technologies augmentant la productivité des travailleurs peu qualifiés en Europe. Comme le salaire est rigide pour ces travailleurs, les gains de productivité sont totalement captés par l'employeur, qui est ainsi incité à investir.<sup>29</sup>

Deux remarques sont utiles. En premier lieu, l'endogénéité ne concerne pas seulement la mise au point des innovations, mais aussi leur adoption par les entreprises. On a vu que l'adoption du changement organisationnel et technologique n'est en effet pas automatique, en raison en particulier des changements organisationnels requis. Le cadre institutionnel et la composition de la main-d'oeuvre jouent vraisemblablement un rôle important dans l'inertie et la résistance face au changement organisationnel.

En second lieu, l'endogénéité du changement organisationnel et technologique ne se réduit pas à une causalité circulaire où la qualification de la main-d'oeuvre induit le changement organisationnel et technologique, qui lui-même conduit à modifier cette structure de qualification. Sinon, comme le soulignent Bresnahan et al. (2002), ce serait une seule et même hypothèse de complémentarité, où le concept de cause serait peu opérationnel. Au contraire, il y a endogénéité du changement organisation-

---

<sup>27</sup>Significativement, les contemporains semblent conscients de cette stratégie des entrepreneurs anglais. Acemoglu cite des historiens contemporains, mais on peut aussi sans doute faire le lien avec le mouvement des luddites initié en Angleterre au début du 19<sup>ème</sup> siècle.

<sup>28</sup>British National Institute for Economic and Social Research – voir la revue de Caroli (2001).

<sup>29</sup>Cet argument est la transposition directe de celui qui explique que les entreprises financent la formation générale des salariés en présence de compression salariale. Contrairement au modèle beckerien (selon lequel, sur un marché concurrentiel, le travailleur reçoit tout le bénéfice d'un investissement dans le capital humain général et en supporte donc le coût), l'employeur peut, en concurrence imparfaite, tirer une rente de l'investissement, et donc accepter de le financer. Voir Acemoglu et Pischke, 1999.

nel et technologique au sens fort où aussi bien sa nature que son adoption dépendent de multiples paramètres – offre de facteurs, structure des incitations, institutions. Prendre en compte ces effets est nécessaire pour étudier la complémentarité entre changement organisationnel et technologique et capital humain.

### 2.3.2 Conséquences pour un biais selon l'âge

Comme la structure par qualification, la structure par âge peut influencer à la fois l'adoption et la nature du changement organisationnel et technologique.

S'il existe une complémentarité entre capital humain, NTIC et NPO, l'entreprise est confrontée à un double arbitrage : adopter ou non de nouvelles pratiques organisationnelles et de nouvelles technologies, et si oui, lesquelles ; former ses salariés âgés ou les évincer. Ces deux arbitrages ne sont pas disjoints. Par exemple, l'arbitrage entre formation et éviction dépend bien entendu du coût relatif de ces deux options. Mais les coûts de formation dépendent aussi de la nature du changement organisationnel et technologique. On peut donc aboutir à des configurations contrastées. Une première configuration consiste à différer l'adoption de NPO et des NTIC, tout en maintenant dans l'emploi une main-d'oeuvre expérimentée.<sup>30</sup> Une seconde configuration repose sur l'adoption de NPO et des NTIC avec un renouvellement rapide de la main-d'oeuvre, permis en particulier par l'éviction des travailleurs âgés. Les opportunités liées aux dispositifs de préretraites peuvent être une incitation ou un moyen pour cela.<sup>31</sup> Une troisième configuration repose sur la mise en place de pratiques nouvelles avec une adaptation du rythme d'adoption voire de la nature des innovations et un effort de formation, afin de minimiser les effets défavorables sur les travailleurs âgés. Ces trois configurations illustrent bien que le changement organisationnel et technologique ne provoque pas nécessairement l'éviction des travailleurs âgés, ni une dégradation de leur accès relatif à la formation continue.

---

<sup>30</sup>Bresnahan et al., dans leurs estimations de fonctions de production, notent ainsi qu'une configuration avec faible informatisation, organisation traditionnelle et main-d'oeuvre peu formée est plus efficace que des configurations moins équilibrées : "There is a perfectly workable group of low-low-low, old-style firms." (Bresnahan et al., 2002).

<sup>31</sup>L'entreprise TRANSFORMATION étudiée par Alexandre-Bailly et al. (2004) en est une illustration. L'accord CATS y est utilisé de façon souple pour accompagner le renouvellement de la technologie. L'entreprise demande en particulier à certains salariés anciens de rester un peu plus longtemps, en dérogation de l'accord CATS, jusqu'à l'arrivée des nouvelles machines.

L'adoption du changement organisationnel et technologique dépend aussi de la pyramide des âges dans la mesure où des salariés plus âgés peuvent résister au changement. En s'inspirant de Carmichael et MacLeod (1993), plusieurs modèles récents étudient ainsi comment les différentes classes d'âge peuvent, en fonction de leur horizon propre, favoriser ou freiner l'innovation (Canton et al., 2002 ; Bellettini et Ottaviano, 2004 ; Diaye et al., 2004).

Ces réflexions théoriques sur l'endogénéité du biais selon l'âge rejoignent les hypothèses soulevées par les études de terrain. Constatant que les choix technologiques et organisationnels des entreprises étudiées les privent de possibilités d'adapter les postes aux travailleurs âgés, Alexandre-Bailly et al. (2004) s'interrogent sur l'origine de ces choix :

“De ce point de vue, et de façon plus large, l'éviction des travailleurs âgés n'est qu'un aspect d'une configuration où faible durée du travail, intensité capitaliste et intensification du travail font système, et se traduisent par le fait que la productivité horaire du travail est en France une des plus élevées – si ce n'est la plus élevée – des pays développés. La politique de préretraites a accompagné ces choix technologiques et organisationnels, mais on peut se demander en retour si elle n'a pas contribué aussi, dans une certaine mesure, à les encourager.” (Alexandre-Bailly et al., 2004, p.12)

Cette discussion fait écho à la question des rôles causaux respectifs des politiques publiques et de la demande de travail dans le faible emploi des travailleurs âgés, qui a été évoquée au chapitre 1. Le changement organisationnel et technologique, qui était apparu comme une cause exogène alternative aux dispositifs de cessation anticipée d'activité, paraît à présent avoir un rôle plus ambigu. Il peut certes être cause première du faible emploi des travailleurs âgés (hypothèse 3). Mais il peut aussi n'être que cause seconde (hypothèse 2, d'hystérèse) si ce sont les incitations liées aux politiques publiques qui ont conduit à adopter des modalités du changement organisationnel et technologique défavorables aux travailleurs âgés.

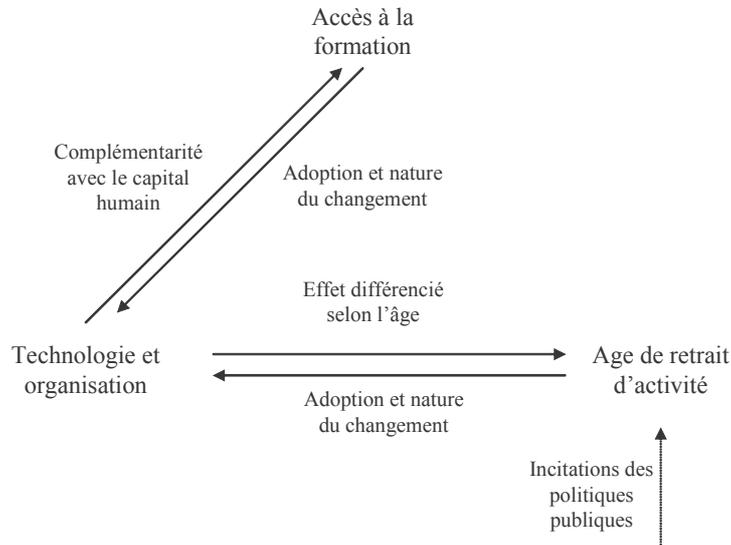


FIG. 6.1 – Cadre provisoire d'analyse

## 2.4 Résumé : un premier cadre d'analyse

Les interactions entre changement organisationnel et technologique, formation et retraits d'activité sont schématisées sur la figure 6.1.

Ce schéma illustre comment les structures par qualification et par âge de l'entreprise peuvent conditionner l'adoption et la nature des changements organisationnels et technologiques. Le rôle de la formation continue est crucial. Les relations probables entre formation continue et comportements de retrait d'activité ne sont pas représentées, car elles n'ont pas encore été explicitées. La section qui suit vise précisément à compléter ce cadre en centrant l'analyse sur la formation des travailleurs âgés.

## 3 Travailleurs âgés et formation continue : un “dés-avantage comparatif” ?

L'hypothèse selon laquelle la formation continue joue un rôle dans le biais possible du changement organisationnel et technologique par rapport à l'âge repose sur la position spécifique des travailleurs âgés vis-à-vis de la formation continue. Cette

spécificité s'analyse en termes simples à partir de la théorie du capital humain. Ainsi, une réduction progressive de l'effort de formation avec l'âge peut être la traduction efficiente d'un horizon d'amortissement qui se réduit et de coûts d'opportunité qui augmentent avec l'âge.<sup>32</sup> Néanmoins, le profil de formation selon l'âge a généralement été seulement déduit de l'observation des carrières salariales – approche qui fait l'hypothèse forte d'une correspondance directe entre formation, productivité et salaire. On présente donc pour commencer des faits stylisés sur l'accès à la formation selon l'âge (sous-section 1). L'horizon d'amortissement de la formation est un élément déterminant du profil de formation selon l'âge : on montre comment cela suggère l'hypothèse d'un “piège des anticipations” avec faible formation et faible emploi des travailleurs âgés (sous-section 2). On revient ensuite sur un déterminant mal connu des économistes : l'évolution des facultés d'apprentissage selon l'âge (sous-section 3).

### **3.1 L'accès des travailleurs âgés à la formation continue : faits stylisés**

#### **3.1.1 Perspective historique**

Les enquêtes Formation et qualification professionnelle (FQP) de 1977, 1985 et 1993 permettent une mesure cohérente des probabilités d'avoir bénéficié d'une formation financée par l'employeur au cours des 5 années antérieures. La figure 6.2 donne ainsi le taux d'accès à la formation continue en contrôlant les effets de composition (selon la catégorie socioprofessionnelle, le secteur, la taille de l'entreprise, le diplôme, le sexe).<sup>33</sup>

Très stable entre 1977 et 1985, le taux d'accès à la formation continue culmine vers 30 ans puis décroît continûment avec l'âge ; il n'accuse pas de rupture après 50 ans. Entre 1985 et 1993, le taux d'accès à la formation continue augmente de façon considérable, à tous âges. Un léger changement dans le questionnaire ne semble pas pouvoir expliquer ce changement (voir annexe), qui est cohérent avec la très forte

---

<sup>32</sup>Voir la littérature sur l'optimisation dynamique de l'accumulation de capital humain initiée par Ben-Porath (1967). Le coût d'opportunité correspond au temps consacré à la formation plutôt qu'à la production : il augmente avec l'expérience si celle-ci permet d'accumuler du capital humain.

<sup>33</sup>Les tranches d'âge sont centrées autour de la valeur affichée. Ainsi, 21 ans correspond à des travailleurs de 20 à 22 ans.

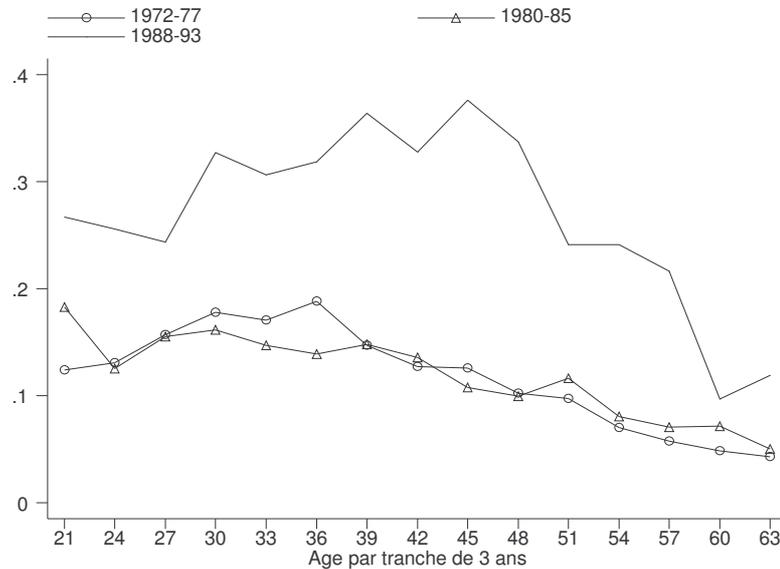


FIG. 6.2 – Taux d'accès à la formation continue selon l'âge et la période (source : enquête FQP)

croissance des dépenses de formation continue des entreprises, telle qu'elle ressort de sources fiscales (Zamora, 2003). Le profil d'accès selon l'âge est également modifié. Il prend une forme en cloche, élevé aux âges médians et plus faible en début et en fin de carrière. Le décrochage après 50 ans est marqué.

Les dates de 1977, 1985 et 1993 sont intéressantes. La première période (1977-1985) est marquée par le recul de l'âge légal de la retraite à 60 ans et par l'essor rapide des préretraites ; la baisse des taux d'emploi après 55 ans a lieu pour l'essentiel sur ces années-là (particulièrement en 1982-83). Si on en juge par l'absence de changement de profil d'accès à la formation entre 1977 et 1985, ce raccourcissement de l'horizon d'activité n'a pas eu d'effet immédiat sur les choix de formation. La seconde période (1985-1993) est marquée par un fort rythme de changement technologique et par la diffusion marquée de nouvelles formes d'organisation dans les entreprises. Cette fois, l'évolution importante des profils d'accès est compatible avec l'hypothèse que ces changements ont affecté fortement les décisions de formation. Il est clair cependant que ces constats n'ont pas valeur de preuve : l'effet du raccourcissement d'horizon lié aux préretraites a pu être retardé et n'apparaître qu'en 1993 ; et d'autres changements importants ont pu influencer sur l'évolution du profil

d'accès à la formation entre 1985 et 1993.<sup>34</sup>

Après cette mise en perspective historique, on étudie maintenant de façon plus détaillée les différents types de formations suivies selon l'âge.

### 3.1.2 Accès à la formation selon l'âge et le type de formation

Les salariés de l'enquête COI sont interrogés sur leur participation à cinq types de formation : formation à la tâche principale, à l'informatique, au travail en groupe, à l'encadrement et à l'usage de machines. Les données sont présentées en détail en annexe. La principale difficulté est la suivante : la période sur laquelle le travailleur dit avoir reçu ou non ces formations débute au moment où le salarié a commencé à occuper la même tâche qu'au jour de l'enquête. Il ne s'agit donc pas d'une période d'observation de durée fixe. On peut penser en particulier que les travailleurs plus âgés sont, en moyenne, plus anciens dans leur tâche courante, ce qui peut conduire à une estimation biaisée du profil d'accès à la formation selon l'âge. En pratique, la confrontation avec d'autres sources dont la période d'observation est bien délimitée (un an ou cinq ans) ne fait pas apparaître de différences importantes (voir la discussion plus détaillée en annexe). Il est difficile d'en dire plus dans la mesure où on ne dispose d'aucune donnée sur la période depuis laquelle le salarié occupe sa tâche courante.

On construit des profils d'accès pour chacune de ces formations en contrôlant les effets de structure liés à la taille de l'entreprise<sup>35</sup>, au secteur<sup>36</sup>, au diplôme du salarié et à son sexe. On modélise pour cela l'accès individuel à la formation (modèle probit) ; les taux d'accès à structure de population identique sont ensuite prédits pour chaque âge.<sup>37</sup>

---

<sup>34</sup>En particulier, l'obligation légale pour l'entreprise de former ses salariés a été renforcée sur la période, par le relèvement du pourcentage de la masse salariale devant être consacré à la formation continue (loi Delors, 1971). Cependant, Delame et Kramarz (1997) montrent que la plupart des entreprises dépensent de toute façon plus que le seuil légal, et ne sont donc pas directement affectées par ces changements.

<sup>35</sup>Les variables de taille d'entreprise et de diplôme sont croisées avec les variables d'âge, ce qui autorise les effets de la taille d'entreprise et du diplôme de varier avec l'âge, comme on le constate ensuite dans les analyses désagrégées.

<sup>36</sup>Il s'agit dans tous les cas de l'industrie. On distingue les secteurs selon leur intensité technologique (4 modalités basées sur la part des dépenses de recherche et développement dans la valeur ajoutée).

<sup>37</sup>On construit à chaque âge la probabilité d'accès à la formation pour un individu de référence

Au niveau agrégé, la figure 6.3 montre la diversité des profils d'accès aux différents types de formation.<sup>38</sup> La forme en cloche n'apparaît que pour les formations à la tâche et à l'informatique, qui sont aussi les plus fréquentes. La formation à l'usage des machines décroît continûment avec l'âge. Les formations au travail en groupe et à l'encadrement bénéficient plus fréquemment aux travailleurs plus âgés.

Les figures 6.4 et 6.5 proposent une analyse désagrégée dans les deux dimensions où apparaissent les différences les plus importantes, la formation scolaire et la taille de l'entreprise, tout en contrôlant les effets de composition dans les autres dimensions. Pour chaque catégorie, on a représenté les bornes inférieure et supérieure des intervalles de confiance à 95%. Toutes choses égales par ailleurs, les formations sont plus fréquentes à tous âges pour les plus diplômés et dans les grandes entreprises ; la seule exception concerne la formation à la machine qui concerne d'abord les titulaires de diplômes intermédiaires (CAP, BEP, BEPC) et les non diplômés. L'accès à la formation des plus diplômés (baccalauréat et plus) reprend la forme des profils tous diplômés confondus, en l'accentuant : ainsi, le profil en cloche est particulièrement accusé pour la formation informatique, et, dans une moindre mesure, pour la formation à la tâche, tandis que les chances de recevoir une formation à la tâche ou à l'encadrement augmentent très fortement avec l'âge. Cela semble illustrer, pour les plus diplômés, une réallocation des plus âgés vers des activités (et des formations) plus managériales que techniques.

La taille de l'entreprise a aussi un effet marqué sur les profils. En particulier, les grandes entreprises sont caractérisées par des politiques de formation beaucoup plus favorables aux plus âgés. Notamment, l'accès à la formation à l'informatique augmente continûment avec l'âge dans les entreprises de plus de 1000 salariés.

De façon analogue, Lainé (2003b) dresse un état des lieux plus récent de l'accès à la formation continue en France à partir de l'enquête Formation continue 2000, complément à l'Enquête Emploi de mars 2000. Cela permet de corroborer et de compléter les statistiques obtenues à partir de COI. Le taux d'accès à la formation

---

ayant, en dehors de l'âge, les caractéristiques moyennes de la population. Les intervalles de confiance de ces probabilités sont calculés selon la méthode Delta. Pour plus de détails, voir l'annexe C du chapitre 6, qui présente une méthode analogue.

<sup>38</sup>La ligne pleine correspond à la prédiction, et les lignes discontinues aux intervalles de confiance à 95%.

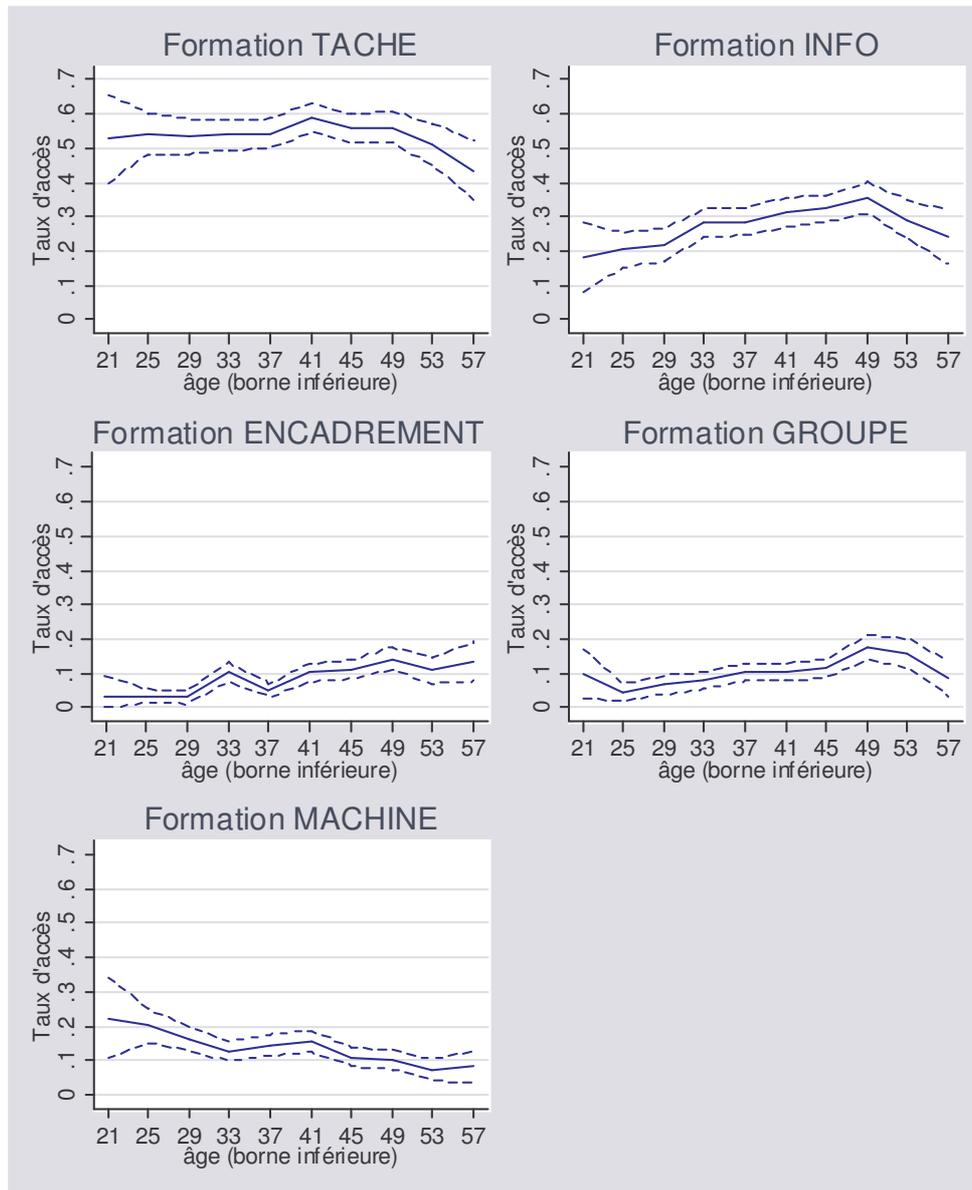


FIG. 6.3 – Accès aux formations selon l'âge

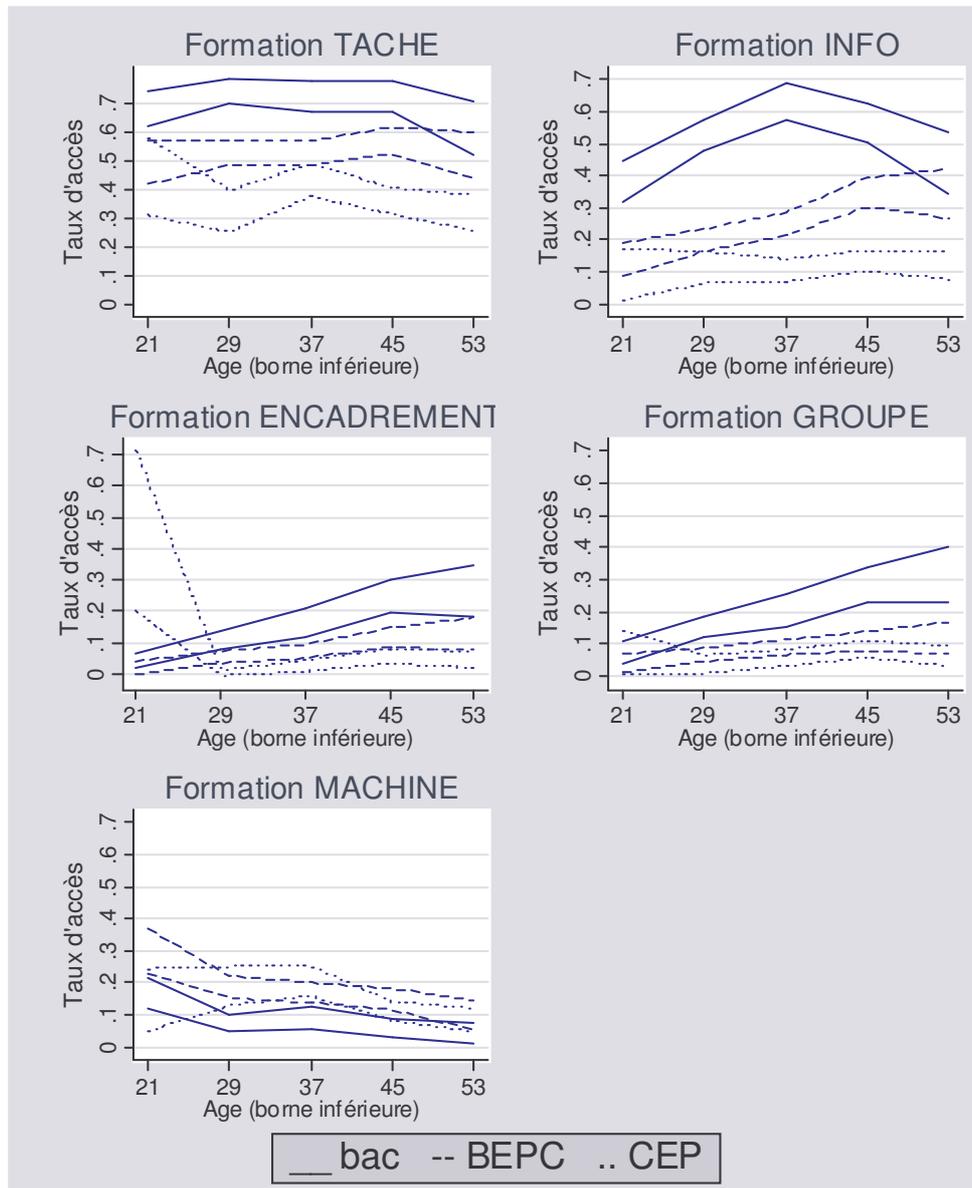


FIG. 6.4 – Accès aux formations selon le diplôme

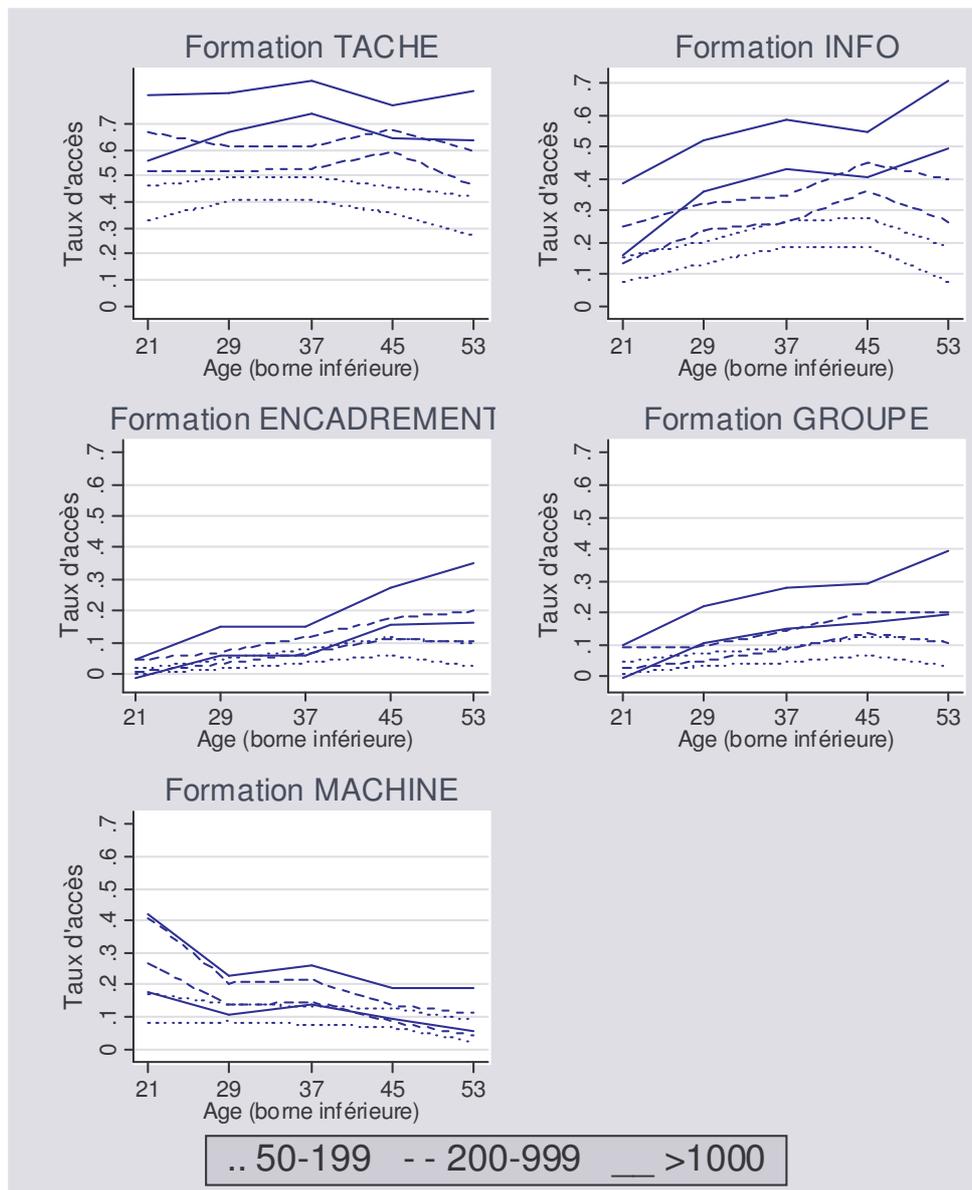


FIG. 6.5 – Accès aux formations selon la taille de l'entreprise

continue mesuré sur un an, relativement plat jusque 50 ans, décline légèrement pour la tranche d'âge de 50-54 ans, puis de manière plus prononcée. Ce profil d'accès se retrouve au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle. Ce déclin de l'accès s'accompagne-t-il d'un déclin de l'intensité des formations suivies ? Le constat est nuancé. Pour les ouvriers et les employés, le lien entre formation et promotion est plus fort après 45 ans qu'entre 30 et 44 ans (les chances de promotion en cas de formation sont multipliées par 2,2 après 45 ans, par 1,7 avant). Le format de la formation des plus âgés – stages, cours, séminaires, formations en situation de travail – ne se différencie pas de celui observé aux âges médians. Le nombre moyen de formations reçues sur un an parmi ceux qui ont été formés est identique avant et après 50 ans : 1,8. En revanche, la part des formations donnant lieu à certification, à l'attribution de diplôme ou à la sanction d'un examen ou d'un concours décroît continûment avec l'âge. Enfin, à qualification contrôlée, on note une légère différence des sujets de formation : bureautique, informatique, ressources humaines et management sont plus fréquents pour les seniors ; tandis que les formations en commerce, vente et marketing sont plus fréquentes chez les plus jeunes. Dans leur ensemble, ces éléments descriptifs de Lainé (2003b) sont cohérents avec l'image tirée de l'enquête COI.

En résumé, ces quelques faits stylisés illustrent d'importantes variations dans l'accès à la formation, à la fois dans le temps et entre différentes sous-populations. L'âge n'est pas le facteur le plus discriminant, même s'il joue particulièrement après 50 ans. Les différences d'accès selon l'âge dépendent du type de formation. Ainsi, il convient de distinguer la formation à la tâche, la plus fréquente, plus diffusée aux âges médians ; des formations aux techniques (informatique, machines, mais aussi commerce et marketing) qui bénéficient moins aux travailleurs âgés ; et des formations aux relations humaines (encadrement, travail en groupe) qui interviennent surtout aux âges plus élevés.

Le changement organisationnel et technologique mis à part, le plus faible accès à la formation en fin de carrière peut venir, dans le modèle beckérien standard, de deux causes : la réduction de l'horizon d'amortissement et le coût plus élevé de la formation. On envisage à présent ces deux éléments successivement.

### 3.2 Rôle de l'horizon d'activité et hypothèse d'un "piège des anticipations"

A horizon d'amortissement plus court, investissement en formation plus faible. L'argument s'applique aux cessations anticipées d'activité, dans la mesure où leur essor au début des années 1980 constitue un choc majeur réduisant l'horizon d'activité des salariés. Ce simple argument prend une portée supplémentaire si on tient compte du fait qu'il s'agit d'un horizon anticipé. Une inertie des anticipations, à laquelle s'ajoute le décalage entre le moment de la décision de formation et l'âge de retrait d'activité, peut alors conduire à un "piège des anticipations", ou piège à faible formation et faible emploi des travailleurs âgés.

Présente de façon plus ou moins explicite dans la littérature économique appliquée (Gauron, 2000; OCDE, 1999), l'idée d'un tel piège est présentée dans le rapport Pisani-Ferry (2001) sous la forme d'une prophétie autoréalisatrice :

"La raison pour laquelle les politiques publiques devraient maintenir une subvention aux préretraites n'apparaît pas clairement. (...) Leur existence même conduit les entreprises à réduire l'effort de formation des salariés dans la dernière partie de vie active, ce qui bien entendu vient valider, *ex post*, le jugement selon lequel leur productivité serait devenue trop faible pour justifier leur maintien dans l'emploi." (Pisani-Ferry, 2001, p.124)

On peut poursuivre le raisonnement : les difficultés d'emploi consécutives à la faible formation des travailleurs âgés peuvent conduire entreprises et travailleurs à faire pression pour le maintien du filet de sécurité des préretraites. Le marché du travail et les politiques publiques sont alors bloqués sur un équilibre bas. Le mécanisme illustre donc l'hypothèse d'hystérèse ou de *path dependency* évoquée au **chapitre 1**. La sortie du piège passe par un renversement des anticipations, ce qui pose la question de la crédibilité du changement de cap plusieurs fois annoncé en France. La récente réforme des retraites peut-elle constituer un signal suffisant ?

L'hypothèse du piège est formalisée et testée partiellement au chapitre suivant. On peut noter ici qu'une condition à sa pertinence est l'existence d'un temps de décalage suffisant entre décision de formation et décision de maintien dans l'emploi.

Si les préretraites font que la formation des travailleurs âgés se réduit à 56 ans au lieu de 57, dans la mesure où elle est amortie sur un horizon court, l'effet d'hystérèse est vraisemblablement limité. En revanche, si les perspectives de départ en préretraite influent sur la formation des quadragénaires, on comprend que cela puisse avoir des effets durables et qu'un changement d'équilibre soit difficile. Cette question de l'horizon d'amortissement est empirique. L'examen des profils d'accès à la formation suggère que l'horizon requis n'est pas si long. Des travaux de ressource humaine suggèrent qu'il est de l'ordre de deux ou trois ans (voir Behaghel, 2002, pour plus de détails).

### 3.3 Apprendre à tout âge ? L'évolution des coûts d'apprentissage selon l'âge

Le coût de la formation continue est principalement composé du coût d'opportunité du temps consacré à l'apprentissage. La théorie économique prédit que le coût d'opportunité d'une heure de formation augmente avec l'âge, dans la mesure où le salarié a déjà accumulé du capital humain qui accroît sa valeur au travail. Mais qu'en est-il de la vitesse d'apprentissage ?

Plusieurs auteurs semblent considérer comme établi que la formation est plus rapide pour les travailleurs jeunes.<sup>39</sup> Heckman (1999) souligne l'importance des acquisitions et de la socialisation effectuées dans les premières années de la vie, avant l'entrée à l'école, qui ressort des études de psychologie et de sciences cognitives. A l'opposé, il dresse un bilan très négatif des programmes publics de reclassement de travailleurs âgés non qualifiés.<sup>40</sup> Il conclut à une logique cumulative d'acquisition des connaissances qui doit être enclenchée, dès le plus jeune âge : "skill begets skill". Par conséquent, face à des savoir-faire rendus obsolètes par de nouveaux modes de production, il serait selon lui plus efficace de subventionner l'emploi des travailleurs âgés non qualifiés ou déqualifiés pour faire baisser le coût du travail plutôt que de développer des programmes de formation. En toute rigueur cependant, ces argu-

<sup>39</sup>Caroli écrit ainsi : "It is now established that people learn faster when younger." (Caroli, 2001, p.286)

<sup>40</sup>"We cannot rely on Federal job training programs to convert adult unskilled workers into the skilled workers demanded by the modern economy either in the U.S. or in any other country where their track record is equally poor." (Heckman, 1999, p.34)

ments – et leur support empirique – montrent la difficulté de remédier à une période prolongée sans formation, plus que l'inutilité de la formation aux âges élevés. On peut donc en tirer au contraire des raisons de promouvoir une formation “tout au long de la vie” qui accompagne le changement organisationnel et technologique à tous âges, et évite ainsi toute rupture. Par ailleurs, les travaux sur lesquels s'appuient Heckman, recensés dans Heckman et al. (1999) concernent des programmes publics de formation. Il n'existe pas à notre connaissance d'étude sur l'évolution du rendement selon l'âge de la formation continue financée par les entreprises.

Les travaux d'ergonomie peuvent compléter la perspective. Selon Jolivet et al. (2000)<sup>41</sup>, l'efficacité de la formation des travailleurs âgés dépend du type de formation. L'avancée en âge peut conduire à l'involution de certaines capacités cognitives particulièrement sollicitées en formation (mémoire immédiate, vitesse de traitement des informations nouvelles). Ces évolutions pourraient expliquer “le constat selon lequel la durée nécessaire pour un apprentissage serait un peu plus élevée chez une partie des salariés vieillissants” (Jolivet et al., 2000, p.96). Néanmoins, ces sources de “désavantage comparatif” sont compensées au travail par les stratégies d'adaptation mises en place par les travailleurs âgés. L'enjeu est donc que l'innovation et la formation coupent au minimum les travailleurs âgés de ces stratégies :

“si l'innovation est conduite en faisant fortement appel à l'expérience et en évitant les sur-sollicitations des capacités de base, le changement sera favorable aux plus âgés, alors qu'ils seront particulièrement défavorisés dans le cas opposé” (Jolivet et al., 2000, p.97)

Jolivet et al. proposent plusieurs études de cas pour illustrer leurs propos – études qui font ressortir l'importance de surmonter une certaine anxiété des plus âgés face à la formation, ainsi que la nécessité de solliciter les savoirs pratiques des travailleurs âgés dans la conception des nouveaux outils ainsi que lors des formations.

D'autres exemples suggèrent que la valeur des savoir-faire des travailleurs âgés et anciens a parfois été sous-estimée par les entreprises. Ainsi, TRANSFORMATION (étudiée par Alexandre-Bailly et al., 2004) qui avait fermé l'école d'entreprise à la suite des mutations techniques et organisationnelles est amenée à mettre en place

---

<sup>41</sup>Voir chapitre 1, section 3 pour une présentation de leur approche.

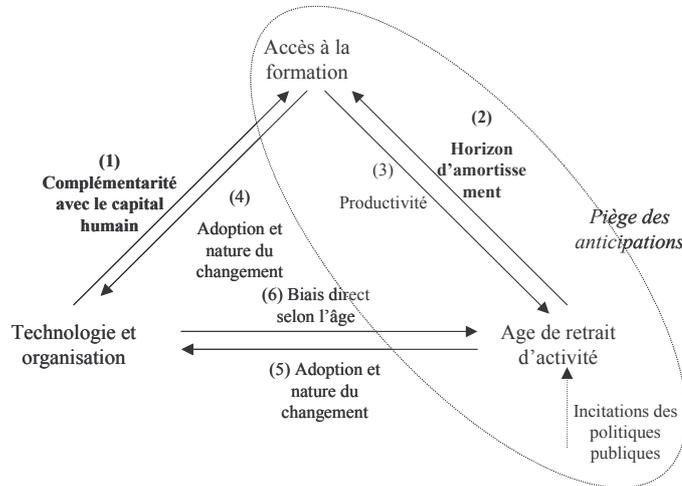


FIG. 6.6 – Cadre d'analyse : changement organisationnel et technologique, formation continue et retrait d'activité

au début des années 2000 des formations animées par des travailleurs anciens.<sup>42</sup>

On manque en définitive d'indications statistiques qui portent sur les capacités d'apprentissage et leur évolution selon l'âge dans un cadre réaliste de travail. Sans doute peut-on retenir que l'involution des facultés n'implique pas de dégradation radicale, et que la relation est susceptible d'être très variable selon les conditions d'apprentissage et d'innovation.

## 4 Conclusion

Le cadre d'analyse des effets du changement organisationnel et technologique sur la demande de travailleurs âgés peut à présent être complété (figure 6.6).

Les relations entre changement organisationnel et technologique, formation et âge

<sup>42</sup>Ces formations ont été mises en place "pour que les 'vieux de la vieille' (selon les termes d'un responsable) transmettent ces savoirs pratiques aux jeunes générations, avant de quitter l'entreprise. Il ne s'agit pas de transmettre seulement des 'recettes', des 'combines', mais plus fondamentalement les connaissances pratiques qui les fondent – celles qui étaient enseignées dans l'école de l'entreprise – et que l'automatisation des processus ne rend pas complètement caduques, contrairement à ce que l'on avait cru à une certaine période." (Alexandre-Bailly et al., 2004, p.46)

de retrait d'activité sont complexes. Chacun de ces éléments peut avoir un impact causal sur les deux autres :

1. Technologie et organisation conditionnent les choix de formation puisqu'elles influencent potentiellement son rendement, son rythme de dépréciation et son coût.
2. L'âge de retrait d'activité conditionne les choix de formation en modifiant l'horizon d'amortissement.
3. La formation reçue conditionne la productivité des travailleurs âgés et par conséquent l'âge de retrait d'activité.
4. La formation des travailleurs conditionne l'adoption de technologies et de formes organisationnelles nouvelles – plus la main-d'oeuvre est formée, plus le coût d'adaptation doit être faible, moins les résistances doivent être élevées. Elle en conditionne aussi la nature (endogénéité du biais).
5. Technologie et organisation conditionnent l'âge de retrait d'activité si le changement technologique et organisationnel a un effet asymétrique selon l'âge.
6. La pyramide des âges de l'entreprise, et par conséquent l'âge de retrait d'activité, conditionnent l'adoption de technologies et de formes d'organisation innovantes – en particulier si le changement est plus coûteux avec les travailleurs âgés, ou si ceux-ci y résistent davantage. Elle conditionne également la nature des changements effectués (endogénéité du biais).

On a vu que les relations 2 et 3 peuvent donner naissance à un “piège des anticipations”, avec faible formation et faible emploi des travailleurs âgés, sans que ce piège ait été véritablement testé empiriquement. Par ailleurs, l'effet du changement organisationnel et technologique sur l'accès à la formation selon l'âge (relation 1) n'a été exploré empiriquement que de façon très indirecte. L'objectif du chapitre 7 est de suivre ces deux pistes.

## Annexe : enquêtes FQP et COI, et construction des variables

### L'enquête FQP et la formation continue

L'enquête Formation et qualification professionnelle (FQP) est réalisée auprès d'un échantillon d'invidus en 1977, 1985 et 1993 (l'enquête 2002 n'a pas été disponible à temps pour être mobilisée ici). L'échantillon de salariés utilisé ici pour l'analyse de l'accès à la formation comporte 3000 à 10000 individus selon les années.

L'enquête permet de construire une indicatrice d'accès à une formation financée par l'employeur au cours des 5 années précédant l'enquête, soit pour les périodes 1972-77, 1980-85 et 1988-93. Il est ainsi possible de construire un "pseudo-panel" pour étudier l'évolution de l'accès à la formation continue.

Cependant, les questions posées ne sont pas strictement identiques dans les trois enquêtes. En 1993, les question sont :

- Question F1 : "Depuis que vous avez interrompu ou terminé vos études jusqu'à aujourd'hui, avez-vous reçu un complément de formation ou suivi un stage DANS LE CADRE DE VOTRE ENTREPRISE, c'est-à-dire financé par votre employeur (*partiellement ou totalement*) ou organisé par lui ?"
- Question F2 : "Si OUI ou EN COURS à la question F1 : Quelles ont été (sont) les années de début et de fin [du] cycle de formation le plus récent ?"

En 1977 (respectivement 1985), il est demandé :

- Question 75 (respectivement 82) : "Après avoir interrompu ou terminé vos études, avez-vous reçu un complément de formation ou suivi un stage à l'initiative de votre employeur ?"
- Question 76 (respectivement 83) : "Nombre de formations distinctes suivies à l'initiative de l'employeur ?" (en distinguant les formations achevées depuis plus ou moins de 5 ans).

On le voit, ces questions permettent de construire une indicatrice du fait d'avoir suivi ou non au moins une formation dans les cinq années précédentes, à l'initiative de l'employeur (en 1977 et 1985) et financée par lui (en 1993). Il semble que, dans la pratique, les formations soient toujours financées par l'employeur si celui-ci en a l'initiative. Finalement, même si les formulations sont légèrement différentes, il ne

semble pas que ces différences doivent biaiser les réponses en un sens déterminé.

## L'enquête COI et la formation continue

L'enquête Changement organisationnel et informatisation (COI) a été réalisée en 1997 auprès d'un échantillon d'entreprises de l'industrie manufacturière ou agroalimentaire (outre des échantillons spécifiques, non utilisés ici). Elle comporte un volet entreprise, qui recense de l'information sur l'organisation et l'informatisation, en distinguant la situation en 1994 et en 1997. Elle comporte ensuite un questionnaire auprès de salariés (1 ou 2 par entreprise) caractérisant le poste de façon détaillée et notamment les formations reçues.

L'échantillon utile comporte environ 4500 salariés répartis dans 2500 entreprises.

Les variables de formation, issues du questionnaire auprès des salariés sont de construction assez immédiate. Par exemple, pour la formation à la tâche principale, la question est : "En dehors de votre formation initiale, votre entreprise vous a-t-elle assuré une (ou des) formation(s) spéciale(s) pour pouvoir effectuer votre tâche actuelle ?" Deux points sont cependant à noter :

- La fenêtre d'observation de l'occurrence d'une formation n'est pas précisée. Le questionnaire et surtout les instructions de collecte précisent simplement que la formation doit concerner la tâche actuellement effectuée par le salarié. L'appréciation subjective par le salarié de la date du dernier changement de tâche intervient donc. Et, objectivement, le changement de rythme de rotation des tâches avec l'âge peut biaiser le profil. Deux éléments viennent modérer cette crainte. D'une part, la comparaison avec les profils obtenus avec d'autres sources précisant la fenêtre temporelle d'observation (1 an pour l'enquête Formation continue 2000, 5 ans pour l'enquête FQP) ne fait pas apparaître de différence d'allure dans les profils. D'autre part, dans la comparaison entre entreprises plus ou moins innovantes<sup>43</sup>, on s'attend à ce que la rotation des tâches ait augmenté pour les plus innovantes, ce qui tendrait à réduire vraisemblablement davantage la fenêtre d'observation pour les plus âgés. Cela pourrait biaiser vers le bas leur accès relatif à la formation. L'absence de déclin constatée dans les analyses n'en est que plus remarquable.

---

<sup>43</sup>Cf. chapitre suivant.

- Les formations à l'informatique, au travail en groupe, à l'encadrement ou à la machine ne sont posées que lorsque l'outil est utilisé ou l'activité pratiquée. Il est donc possible d'analyser les réponses en deux étapes emboîtées : (1) usage de l'outil / pratique de l'activité; (2) formation. A ce stade, les variables utilisées résument ces étapes en une seule, en considérant que la personne n'a pas été formée si elle déclare ne pas utiliser l'outil ou pratiquer l'activité.

# Chapitre 7

## Changement technologique et organisationnel, horizon d'activité et accès à la formation continue selon l'âge

### 1 Introduction

A la fin des années 1980 et au début des années 1990, l'effort de formation continue a connu en France une augmentation considérable. Simultanément, l'accès relatif des travailleurs âgés à la formation continue a paru se dégrader (voir chapitre précédent). Malgré leur ampleur, ces évolutions n'ont pas été, à notre connaissance, réellement expliquées.

Deux changements sur la période semblent pouvoir contribuer à expliquer ces faits stylisés. Le développement des cessations anticipées d'activité, d'une part, réduit l'horizon d'amortissement de la formation et peut expliquer une baisse plus marquée de l'effort de formation aux âges élevés. Le changement organisationnel et technologique, d'autre part, semble pouvoir expliquer une hausse du recours à la formation (s'il y a complémentarité avec le capital humain), atténuée pour les plus âgés (si ceux-ci ont un désavantage comparatif pour la formation). L'objectif de ce chapitre est de tester les effets de ces changements sur un échantillon appa-

rié de travailleurs et d'entreprises tirés de l'enquête Changement organisationnel et informatisation (COI).<sup>1</sup>

La revue de littérature du chapitre précédent a montré les limites de ce nouveau *deus ex machina* que serait un biais du changement organisationnel et technologique par rapport à l'âge. En particulier, il n'est pas évident que l'accélération du changement organisationnel et technologique réduise l'effort relatif de formation aux âges élevés ; Bartel et Sicherman (1993) prédisent le contraire en arguant du fait que la dépréciation accélérée du capital humain conduit à répartir l'investissement sur toute la carrière. Une clarification théorique est donc un préalable nécessaire.

Par ailleurs, les tests existants ont permis de distinguer trois enjeux pour un test empirique. En premier lieu, distinguer changement organisationnel et changement technologique peut être important. En second lieu, les problèmes d'endogénéité du changement organisationnel et technologique doivent être pris en compte (risque de causalité inverse ou de corrélation fallacieuse). Enfin, l'horizon de l'analyse peut jouer un rôle important : la formation peut ainsi être un simple ajustement ponctuel ou un effort durable ; le renouvellement des effectifs puis la mise à niveau par la formation peuvent être deux réponses successives au changement organisationnel et technologique. L'absence de profondeur temporelle dans nos données ne permettra pas vraiment de tenir compte de l'horizon. En revanche, les deux premiers points feront l'objet d'une attention particulière.

Le chapitre procède de la façon suivante. La section 2 propose un modèle théorique des effets du changement organisationnel et technologique et des cessations anticipées d'activité sur les choix de formation selon l'âge. La section 3 détaille l'approche économétrique. Les sections suivantes présentent les résultats : mesure indirecte de l'éviction des travailleurs âgés (section 4), effets de l'horizon d'activité sur l'accès à la formation (section 5), effets de la modernisation<sup>2</sup> sur l'accès à la formation (section 6). La section 7 conclut.

---

<sup>1</sup>Ce chapitre s'appuie sur un travail en cours avec Nathalie Greenan au Centre d'études de l'emploi.

<sup>2</sup>Pour simplifier le vocabulaire, on appellera "moderne" une entreprise qui a développée des pratiques organisationnelles innovantes et qui est fortement informatisée.

## 2 Modèle théorique

L'objectif du modèle théorique qui suit est de préciser les relations 1, 2 et 3, et particulièrement la relation 1 de la figure 6.6 du chapitre précédent. L'objectif du modèle économétrique sera ensuite de quantifier les relations 1 et 2 : comment le changement organisationnel et technologique et les dispositifs de cessation anticipée d'activité affectent-ils la formation continue selon l'âge ?

### 2.1 Cadre d'analyse

On se situe dans le cadre usuel de la théorie du capital humain, en posant un problème d'investissement dans la formation continue en environnement incertain. On considère plus spécifiquement la deuxième moitié de carrière d'un travailleur représentatif, qu'on subdivise en deux périodes notées 1 et 2. Le travailleur peut recevoir une formation au début de chacune de ces périodes ; les niveaux de formation retenus définissent le "profil" de formation.

On fait les hypothèses particulières suivantes :

1. Le niveau de formation est décidé de façon jointe par l'entreprise et le salarié ("jeu coopératif"). On ne spécifie pas l'impact de la formation sur le salaire : seul importe l'impact sur la production et le surplus lié à l'emploi ; la formation est choisie pour maximiser ce surplus. Cette façon de formuler le problème est cohérente avec différents modes de détermination des salaires et de financement de la formation, par exemple avec une négociation de Nash où chaque partie reçoit une part fixe du surplus et est ainsi incitée à le maximiser. Mais on peut évidemment penser à d'autres modes de détermination qui mènent à des décisions de formation différentes. Notre parti est de prendre comme référence le cas d'une négociation efficiente, afin de nous focaliser sur les réponses (efficientes) au changement organisationnel et technologique.
2. L'incertitude porte seulement sur l'horizon d'activité du travailleur, via un choc sur sa productivité en seconde période. Le travailleur est donc nécessairement en emploi en période 1, et en emploi ou en cessation anticipée d'activité en période 2. La séquence de la période 2 est la suivante : (1) le salarié est formé ; (2) la productivité de seconde période est révélée ; (3) l'emploi est

- maintenu ou détruit ; (4) le travailleur produit ou touche les indemnités de préretraite.
3. On n'envisage pas de mobilité entre entreprises. Cette simplification permet de laisser de côté la distinction entre capital humain spécifique et capital humain général ; le capital humain est nécessairement utilisé dans l'entreprise où la formation a eu lieu.
  4. Les positions de réserve de l'employeur et du salarié sont traitées comme exogènes. En particulier, elles ne dépendent pas du niveau de formation reçu. Cette hypothèse résulte pour partie de l'hypothèse 2 : la formation ne peut pas être valorisée dans une autre entreprise, elle n'est donc pas pertinente pour la position de réserve du salarié. Mais il faut aussi supposer, par simplification, que les allocations de chômage ou de préretraite ne dépendent pas du salaire ou de la productivité passée, sans quoi elles dépendraient des choix de formation.<sup>3</sup>
  5. On introduit le rôle de la formation scolaire<sup>4</sup>, qu'on suppose exogène. On distingue deux de ses effets. Elle procure d'abord des "capacités d'apprentissage" qui réduisent le coût ultérieur de la formation continue. Elle procure également des "capacités productives" qui accroissent directement la productivité. On suppose que les capacités productives et les capacités d'apprentissage se déprécient à des taux spécifiques, et que ces deux taux augmentent avec le changement organisationnel et technologique. Par opposition à la formation scolaire, la formation continue procure seulement des capacités productives.
  6. On fait enfin l'hypothèse que le changement organisationnel et technologique et le capital humain sont complémentaires. On ne distingue pas, dans le modèle, les aspects organisationnels des aspects technologiques.

---

<sup>3</sup>Cette hypothèse pourrait être relâchée : l'important est que les positions de réserve ne soient pas pleinement indexées sur la formation continue, sans quoi cette dernière n'a aucun impact sur le surplus.

<sup>4</sup>Le vocabulaire mérite d'être précisé : on parle de formation scolaire pour la formation reçue avant l'entrée sur le marché du travail (incluant d'éventuelles études professionnelles), de formation initiale pour la formation donnée par l'employeur juste après le recrutement, et de formation continue pour la formation reçue en cours d'emploi, hors formation initiale.

## 2.2 Surplus produit par l'emploi

Soit  $T_1$  et  $T_2$  les capacités productives résultant de la formation continue aux deux périodes.  $T_1$  et  $T_2$  maximisent le surplus espéré de l'emploi. On explicite pour cela les composantes de ce surplus – productivité du travailleur, coûts de formation et positions de réserve.

La production du salarié pour chacune des périodes vaut

$$\begin{aligned}\pi_1 &= r(\lambda_p T_0 + T_1) \\ \pi_2 &= r(\lambda_p^2 T_0 + \lambda_p T_1 + T_2) + \varepsilon \equiv \bar{\pi}_2 + \varepsilon\end{aligned}$$

où  $r$  est un scalaire qui décrit l'efficacité des capacités productives ; pour traduire l'hypothèse de complémentarité,  $r$  augmente avec le changement organisationnel et technologique.  $T_0$  est représentée les capacités productives acquises en formation scolaire.  $\varepsilon$  est un choc de productivité. Ce choc peut avoir de multiples sources : choc sur la productivité du travailleur, choc de demande,... On suppose qu'il suit une loi uniforme sur  $[-k; k]$ .  $1 - \lambda_p$  est le taux de dépréciation des capacités productives.

Le coût de la formation est décrit par la fonction  $C$  qui dépend des capacités d'apprentissage (une fois prise en compte leur obsolescence au taux  $1 - \lambda_a$ ) et de la quantité de formation reçue. Spécifiquement, les coûts de formation pour chacune des périodes s'écrivent

$$\begin{aligned}C_1 &= C(\lambda_a T_0, T_1) \\ C_2 &= C(\lambda_a^2 T_0, T_2)\end{aligned}$$

On suppose que le coût de formation est croissant et convexe dans la quantité de formation choisie,  $T_1$  ou  $T_2$ , mais que le coût marginal de la formation est d'autant plus faible que les capacités d'apprentissage  $T_0$  tirées de la formation scolaire sont

élevées.<sup>5</sup> Pour simplifier, on utilisera une forme quadratique pour  $C$  :

$$C(T_0, T_i) = -c_0 T_0 T_i + c_1 T_i^2, \quad c_0, c_1 > 0$$

Comme on raisonne du point de vue de l'optimum privé, il n'est pas nécessaire (pour caractériser le surplus joint) de considérer séparément les positions de réserve du travailleur et de l'entreprise, mais seulement leur somme. On note alors  $R_1$  (et  $R_2$  en deuxième période) la somme des positions de réserve de l'entreprise et du salarié. Elle reflète la valeur de l'emploi vacant pour l'employeur, et la valeur d'être sans emploi pour le travailleur. Elle est supposée exogène. Cependant,  $R_2$  dépend de l'attractivité des dispositifs de cessation anticipée d'activité, déterminée par les politiques publiques.

Le surplus joint réalisé en première période est certain, il vaut ;

$$S_1 = \pi_1 - R_1 - C_1$$

Pour une réalisation donnée de  $\varepsilon$ , le surplus de deuxième période vaut

$$S_2(\varepsilon) = \bar{\pi}_2 + \varepsilon - R_2 - C_2$$

L'emploi est détruit si  $\bar{\pi}_2 + \varepsilon - R_2 < 0$ . Cette condition ne dépend pas de  $C_2$  dans la mesure où l'investissement de formation précède par hypothèse la révélation de  $\varepsilon$  ; ce coût n'est donc plus pertinent pour le choix de maintien de l'emploi (*sunk cost*). Le surplus espéré en deuxième période vaut alors :

$$S_2 = P(T_1, T_2) \times \frac{\bar{\pi}_2 + k - R_2}{2} - C(\lambda_a^2 T_0, T_2)$$

avec  $P(T_1, T_2)$  la probabilité que l'emploi soit maintenu ;  $P$  correspond simplement à la probabilité que l'emploi engendre un gain positif<sup>6</sup> :

---

<sup>5</sup> Pour alléger les notations, la fonction  $C$  est normalisée de façon que  $T_0$  puisse représenter à la fois les capacités d'apprentissage et les capacités productives issues de la formation scolaire. Cela implique que les deux soient parfaitement corrélées, ce qui n'est pas nécessaire. Néanmoins, cette hypothèse peut être levée sans changer les résultats.

<sup>6</sup>Pour  $T_1$  et  $T_2$  positifs, on suppose  $k$  (et par conséquent la variance des chocs) tel que cette probabilité soit strictement comprise entre 0 et 1.

$$P(T_1, T_2) = \frac{1}{2k} [r(\lambda_p^2 T_0 + \lambda_p T_1 + T_2) + k - R_2]$$

Le deuxième terme du produit  $S_2$  est la valeur espérée du gain, conditionnellement au fait que ce gain soit positif.

Sur deux périodes, avec un facteur d'actualisation  $\beta$ , le surplus à maximiser s'écrit  $S = S_1 + \beta S_2$  soit

$$S = r(\lambda_p T_0 + T_1) - C(\lambda_a T_0, T_1) - R_1 + \beta \left[ \frac{1}{4k} (r(\lambda_p^2 T_0 + \lambda_p T_1 + T_2) + k - R_2)^2 - C(\lambda_a^2 T_0, T_2) \right]$$

### 2.3 Profil d'investissement optimal

Les conditions du premier ordre définissent implicitement  $T_1$  et  $T_2$ <sup>7</sup> :

$$T_1 = \frac{1}{2c_1} [\lambda_a c_0 T_0 + r(1 + \beta \lambda_p P(T_1, T_2))] \quad (7.1)$$

$$T_2 = \frac{1}{2c_1} [\lambda_a^2 c_0 T_0 + rP(T_1, T_2)] \quad (7.2)$$

Une conséquence de ces équations est que *le profil initial d'accès à la formation décroît aux âges élevés*, pour deux raisons qui apparaissent en comparant numérateur et dénominateur de  $\frac{T_1}{T_2}$  :

$$\frac{T_1}{T_2} = \frac{\lambda_a c_0 T_0 + r(1 + \beta \lambda_p P(T_1, T_2))}{\lambda_a^2 c_0 T_0 + rP(T_1, T_2)} > 1$$

1. Les capacités d'apprentissage héritées de la formation scolaire sont davantage obsolètes en période 2 et augmentent le coût de la formation (termes de gauche).
2. L'horizon d'amortissement des investissements de première période porte sur deux périodes (une certaine, l'autre incertaine), alors qu'il porte seulement sur une seule période, incertaine, en période 2 (termes de droite).

---

<sup>7</sup>On suppose ici que le programme a une solution intérieure ( $T_1$  et  $T_2$  ainsi définis sont strictement positifs).

On examine à présent l'impact de subventions aux cessations anticipées et du changement technologique et organisationnel sur le niveau et le profil de formation choisis.

## 2.4 Effet des cessations anticipées d'activité

Toutes choses égales par ailleurs, des conditions de cessation anticipée d'activité plus attractives réduisent l'horizon temporel de l'emploi. Cela augmente le risque de formation à perte. L'incitation à la formation est réduite à tout âge. Cependant, cette réduction a des conséquences plus importantes sur l'investissement réalisé lorsque le salarié est âgé, puisque les investissements réalisés plus jeunes sont eux déjà partiellement amortis.

On vérifie ces intuitions en différentiant (7.1) et (7.2), à la suite d'une hausse des incitations aux départs anticipés (hausse de  $R_2$ ) :

$$\begin{aligned}\frac{dT_1}{dR_2} &= \frac{r}{2c_1}\beta\lambda_p\frac{dP}{dR_2} < 0 \\ \frac{dT_2}{R_2} &= \frac{r}{2c_1}\frac{dP}{dR_2} < 0\end{aligned}$$

ce qui implique

$$\frac{|dT_2/dR_2|}{|dT_1/dR_2|} = \frac{1}{\beta\lambda_p} > 1$$

On constate bien que la réduction de l'investissement est plus importante en deuxième période, sous l'effet de deux facteurs : la préférence pour le présent (terme  $\beta < 1$ ) et la dépréciation des capacités productives de période 1 (terme  $\lambda_p < 1$ ). Ces deux termes expriment bien l'idée que la formation de période 1 était déjà partiellement amortie en période 2. En résumé, *les cessations anticipées d'activité réduisent l'effort de formation à tout âge, et de façon plus importante pour les travailleurs les plus âgés.*

Ce résultat permet d'illustrer le risque d'un "piège à faible formation et faible emploi" en fin de carrière. Décisions d'emploi et de formation interagissent : l'horizon d'activité anticipé agit sur les décisions de formation ; et la formation effectuée agit sur l'horizon d'activité effectif. L'anticipation de politiques publiques incitant aux cessations anticipées d'activité conduit à des décisions de faible formation. Ces

décisions se traduisent, en fin de carrière, par une plus faible productivité et davantage de sorties précoces de l'activité, même si les aides aux cessations anticipées sont révisées. Par conséquent, la révision des politiques publiques n'est totalement efficace que si elle est anticipée. Si elle est annoncée mais non crédible, alors les agents ne révisent pas à la hausse leurs choix de formation en première période, et risquent de faire pression ensuite pour une indemnisation généreuse des sorties précoces d'activité ainsi favorisées. C'est ce cercle vicieux qu'on appelle "piège à faible formation et faible emploi". Ce piège se manifeste par une baisse de la formation à tous âges, majorée aux âges élevés.

## 2.5 Effets du changement organisationnel et technologique

Le changement organisationnel et technologique est susceptible d'avoir trois types d'impact :

1. augmenter le rendement de la formation continue à tout âge, dans la mesure où capital humain et modernisation sont complémentaires ; formellement, cela se traduit par une hausse de  $r$
2. accélérer l'obsolescence des capacités d'apprentissage héritées de la formation scolaire. L'exemple typique est celui de l'informatisation : ceux qui n'ont pas acquis les bases informatiques lors de leur formation scolaire subissent un surcoût de formation continue par rapport aux générations sorties plus récemment de l'école. Cette hypothèse est traduite dans une baisse de  $\lambda_a$
3. accélérer la dépréciation des capacités productives. L'idée est que le renouvellement plus rapide des technologies ou les méthodes nouvelles d'organisation requièrent une mise à jour plus fréquente des savoir-faire. Cette hypothèse se traduit par une baisse de  $\lambda_p$ .

Intuitivement, la hausse du rendement des capacités productives conduit à davantage de formation continue à tout âge. Cette hausse est plus importante pour les formations reçues quand le travailleur est jeune, puisque le rendement supplémentaire est cumulé sur plusieurs périodes. Formellement, en différentiant par rapport

à  $r$  :

$$\begin{aligned}\frac{dT_1}{dr} &= \frac{1 + \beta\lambda_p P + r\beta\lambda_p \frac{dP}{dr}}{2c_1} > 0 \\ \frac{dT_2}{dr} &= \frac{P + r\frac{dP}{dr}}{2c_1} > 0\end{aligned}$$

ce qui implique

$$\frac{|dT_2/dr|}{|dT_1/dr|} = \frac{P + r\frac{dP}{dr}}{(1 + \beta\lambda_p P) + r\beta\lambda_p \frac{dP}{dr}}$$

Cette dernière équation fait apparaître un second effet, moins intuitif. Le risque de départ anticipé est réduit par la hausse du rendement de la formation ; or cette réduction du risque bénéficie davantage aux investissements réalisés pour les travailleurs les plus âgés ( $rdP > r\beta\lambda_p dP$ ). Il semble raisonnable de supposer que le premier effet évoqué l'emporte ( $P \ll (1 + \beta\lambda_p P)$ ) si bien que  $\frac{|dT_2/dr|}{|dT_1/dr|} < 1$ , mais la question est en définitive empirique. On obtient donc la prédiction suivante : *suite à la hausse globale du rendement de la formation, celle-ci augmente à tout âge et (probablement) moins pour les plus âgés.*

L'accélération de l'obsolescence des capacités d'apprentissage augmente le coût de la formation à tout âge. Le niveau d'investissement diminue donc à tout âge ; on s'attend néanmoins à ce que cette diminution soit particulièrement forte pour les travailleurs âgés, dont la formation scolaire est plus ancienne et donc plus touchée par l'obsolescence. Formellement,

$$\begin{aligned}\frac{dT_1}{d\lambda_a} &= \frac{1}{2c_1} \left( c_0 T_0 + r\beta\lambda_p \frac{dP}{d\lambda_a} \right) > 0 \\ \frac{dT_2}{d\lambda_a} &= \frac{1}{2c_1} \left( 2\lambda_a c_0 T_0 + r \frac{dP}{d\lambda_a} \right) > 0\end{aligned}$$

ce qui implique

$$\frac{|dT_2/d\lambda_a|}{|dT_1/d\lambda_a|} = \frac{2\lambda_a c_0 T_0 + r \frac{dP}{d\lambda_a}}{c_0 T_0 + r\beta\lambda_p \frac{dP}{d\lambda_a}}$$

On suppose que  $2\lambda_a > 1$  (le contraire correspondrait à une obsolescence si rapide que son accélération aurait moins de conséquence pour les plus âgés que pour les plus jeunes, les premiers ayant déjà des capacités d'apprentissage trop érodées). Dans

ce cas, les deux effets (effet direct du coût lié à l'obsolescence et effet indirect lié à la hausse du risque de cessation anticipée) ont un impact supérieur en période 2 si bien que  $\frac{|dT_2/d\lambda_a|}{|dT_1/d\lambda_a|} > 1$ . En résumé, *face à l'obsolescence accrue des capacités d'apprentissage héritées de la formation scolaire, la formation baisse aux deux âges, et plus fortement pour les plus âgés.*

L'accélération de la dépréciation des capacités productives doit également réduire l'investissement souhaité, lorsque cet investissement était prévu pour être amorti sur plusieurs périodes. C'est le cas pour l'investissement réalisé en période 1. L'investissement de période 2 est indirectement affecté : la baisse de  $T_1$  conduit à des départs anticipés plus fréquents, si bien que le rendement de  $T_2$  baisse. Par différentiation par rapport à  $\lambda_p$ , on obtient :

$$\begin{aligned}\frac{dT_1}{d\lambda_p} &= \frac{r}{2c_1} \left( \beta\lambda_p \frac{dP}{d\lambda_p} + \beta P \right) > 0 \\ \frac{dT_2}{d\lambda_p} &= \frac{r}{2c_1} \left( \frac{dP}{d\lambda_p} \right) > 0\end{aligned}$$

ce qui implique

$$\frac{|dT_2/d\lambda_p|}{|dT_1/d\lambda_p|} = \frac{\frac{dP}{d\lambda_p}}{\beta\lambda_p \frac{dP}{d\lambda_p} + \beta P}$$

On suppose que  $P$  est suffisamment élevé pour que l'effet direct de dépréciation de la formation réalisée en période 1 l'emporte, si bien que  $\frac{|dT_2/d\lambda_p|}{|dT_1/d\lambda_p|} < 1$ . *Face à un rythme accru de dépréciation des capacités productives, la formation baisse (légèrement) en fin de carrière, et plus fortement lorsque le salarié est plus jeune.*

En résumé, ce cadre simple suffit à mettre en évidence les effets contradictoires du changement organisationnel et technologique sur l'accès à la formation selon l'âge. L'hypothèse de complémentarité, si ses effets l'emportent, suggère que l'accès à la formation augmente à tout âge. En revanche, l'effet du changement organisationnel et technologique sur le profil de formation selon l'âge est ambigu : la dépréciation accélérée des capacités productives induit un aplatissement du profil, mais l'obsolescence accrue des capacités d'apprentissage acquises à l'école conduit à concentrer la formation en début de carrière. L'effet net relève du test empirique. Les modèles antérieurs dans la littérature (voir en particulier, Ben-Porath, 1967, ou la discus-

sion informelle de Bartel et Sicherman, 1993) ne distinguent pas l'obsolescence de la formation scolaire et la dépréciation accélérée des capacités productives, ce qui les conduit à prédire un effet univoque d'aplatissement du profil.<sup>8</sup> Il semble pourtant qu'on ne peut pas, d'un point de vue théorique, négliger l'hypothèse d'un effet d'obsolescence de la formation scolaire, défavorable à la formation des travailleurs âgés.

### 3 L'approche économétrique

On cherche à mesurer les impacts respectifs de l'horizon d'activité et du changement organisationnel et technologique sur l'accès à la formation selon l'âge.

On présente la structure de base du modèle estimé (sous-section 1) avant de discuter les deux principaux problèmes d'estimation : contrôle de l'attrition sélective des travailleurs âgés (sous-section 2) et prise en compte de l'endogénéité (sous-section 3).

#### 3.1 Le modèle de base

Selon la figure 6.6, la probabilité pour un travailleur  $i$  d'avoir accès à la formation continue dépend des niveaux d'informatisation et d'organisation de son entreprise (relation 1) ainsi que de son horizon d'activité (relation 2). On distingue quatre tranches d'âge de dix ans afin que les catégories d'âge soient représentées par un nombre suffisant d'observations : 21-29, 31-39, 41-49 et 51-59 ans.<sup>9</sup> La spécification minimale est donc :

$$E(FC_i) = F\left[\sum_{a=1}^4 f_a(\text{Age}_i = a) * \text{Orga}_i + \sum_{a=1}^4 g_a 1(\text{Age}_i = a) * \text{Tech}_i + \sum_{a=1}^4 h_a 1(\text{Age}_i = a) * \text{Hor}_i\right] \quad (\text{mod. 1})$$

où  $FC$  est une indicatrice d'accès à la formation continue;  $Orga$ ,  $Tech$  et  $Hor$  sont des variables mesurant le degré d'innovation organisationnel de l'entreprise,

<sup>8</sup>Cf. Bartel et Sicherman (1993) : "(...) higher depreciation rates imply flatter investment profiles (i.e. OJT [on-the-job training] will be spread over more periods)" (p. 164).

<sup>9</sup>L'échantillonnage de l'enquête COI a été fait sur la population des salariés de l'industrie nés en octobre d'une année paire (pour se caler sur l'échantillon du panel DADS). Au moment de l'enquête, il n'y a donc que des âges impairs de représentés.

son niveau d'informatisation ainsi que l'horizon d'activité des travailleurs dans le secteur.

La mesure de l'accès à la formation continue a été présentée dans l'annexe A du chapitre précédent. On distingue cinq types de formation : formations à la tâche, à l'informatique, à l'encadrement, au travail en groupe et à l'utilisation de machines. Ces formations font l'objet de questions indépendantes (un même salarié peut suivre cinq de ces formations, aucune, ou un certain nombre) qui interviennent à des moments distincts du questionnaire. On choisit ici d'estimer séparément l'accès à ces différentes formations.

Les mesures du degré d'innovation organisationnelle et d'informatisation sont construites à partir d'une analyse des correspondances multiples (Greenan et Mairesse, 2004). Une entreprise dont l'organisation est innovante en 1997 a ainsi un usage intensif de dispositifs nouveaux (certifications ISO, organisation en centres de profit, système de "juste à temps". Une entreprise particulièrement informatisée en 1997 a un usage intensif d'ordinateurs connectés en réseau ; de transferts de données par une interface informatique en interne et avec l'extérieur (fournisseurs, clients, organismes publics) ; d'Internet : messagerie, diffusion et recherche d'information.

La mesure de l'horizon d'activité est davantage problématique. L'objectif est de capter l'effet des cessations anticipées d'activité. On peut penser que l'horizon du salarié est d'autant plus court qu'il se situe dans un secteur où les départs anticipés sont fréquents. On mesure cette fréquence des départs anticipés à partir du taux d'évolution, entre 1995 et 2000, de l'effectif de la cohorte des travailleurs qui atteignent 55-59 ans en 2000. Cette mesure est disponible à partir de données exhaustives et au niveau sectoriel relativement fin de la NES36.<sup>10</sup> Une autre mesure de l'horizon d'activité a été construite sans succès : elle consistait, à partir des taux de transition de l'Enquête Emploi, à construire des âges espérés de fin d'activité. Les différences obtenues entre secteurs sont malheureusement très faibles et semblent refléter essentiellement de l'erreur d'échantillonnage. Il convient de noter une limite importante de ces mesures de l'horizon d'activité au niveau sectoriel : elles peuvent refléter d'autres effets sectoriels qu'il n'est plus possible de contrôler avec des indi-

---

<sup>10</sup>Ce sont les données utilisées dans Aubert (2004). Nous remercions Patrik Aubert de nous les avoir communiquées.

catrices de secteur.<sup>11</sup>

Le modèle 1 est insuffisant dans la mesure où il ne contrôle pas les effets d'autres facteurs qui affectent l'accès à la formation selon l'âge (diplôme, secteur, catégorie socioprofessionnelle, sexe).<sup>12</sup> Or comme le montre le tableau A en annexe, les variables d'organisation, d'informatisation et d'horizon sont corrélées avec ces autres déterminants de l'accès à la formation. En particulier, la quasi-totalité des grandes entreprises a adopté une organisation innovante et est fortement informatisée. L'analyse doit donc être menée toutes choses égales par ailleurs. Conformément aux résultats du chapitre précédent qui montrent que les effets de la taille et du diplôme sur l'accès à la formation continue diffèrent selon l'âge, on introduit des indicatrices de taille d'entreprise et de diplôme croisées avec l'âge. On introduit également le sexe et quatre groupes de secteurs selon l'intensité technologique.

La deuxième spécification s'écrit donc :

$$\begin{aligned}
 E(FC_i) = & F \left[ \sum_{a=1}^4 f_a(\text{Age}_i = a) * \text{Orga}_i + \sum_{a=1}^4 g_a 1(\text{Age}_i = a) * \text{Tech}_i + \sum_{a=1}^4 h_a 1(\text{Age}_i = a) * \text{Hor}_i + \right. \\
 & \sum_{d=1}^3 \sum_{a=1}^4 c_{ak} 1(\text{Age}_i = a \ \& \ \text{Dip}_i = d) + \sum_{t=1}^3 \sum_{a=1}^4 d_{ak} 1(\text{Age}_i = a \ \& \ \text{Taille}_i = t) + \\
 & \left. + a_1 1_{\text{femme}} + \sum_{k=1}^4 b_k 1(\text{Sect}_i = k) \right] \quad (\text{mod. } 2)
 \end{aligned}$$

Contrôler l'hétérogénéité observée n'est pas encore suffisant. En effet, comme le rappelle la figure 6.6, l'âge de cessation anticipée d'activité, l'informatisation et l'organisation sont endogènes. Cela pose deux problèmes d'estimation : l'attrition endogène liée à l'éviction sélective des travailleurs (sous-section suivante) et les problèmes de simultanéité et de biais dû à l'hétérogénéité inobservée (sous-section 3).

---

<sup>11</sup>Il n'est pas possible en effet d'identifier simultanément des effets sectoriels et une variable d'horizon qui ne varie que dans la dimension intrasectorielle. On contrôle néanmoins des différences entre secteurs au niveau de l'intensité technologique, en distinguant quatre groupes de secteur (voir ci-dessous).

<sup>12</sup>Voir chapitre précédent.

### 3.2 Prise en compte de l'attrition endogène des travailleurs âgés : les “indicateurs de sélection”

Pour les travailleurs de plus de 55 ans, les départs anticipés d'activité sont fréquents. Or ces départs sont vraisemblablement sélectifs, selon des critères inobservés mais qui peuvent affecter l'accès à la formation, et biaiser les estimations. Il se peut en effet que les entreprises les plus innovantes évincent davantage les travailleurs âgés. Si cette éviction est sélective et qu'on évince prioritairement ceux qu'on n'est pas prêt à former, le taux d'accès à la formation est surestimé dans les entreprises innovantes par rapport aux entreprises non innovantes.

De la même façon, il se peut que les secteurs où les départs anticipés sont plus fréquents évincent prioritairement les salariés qui n'auraient pas été formés s'ils étaient restés. En ce cas, le taux de formation des salariés restant surestime le taux de formation qui aurait été observé si la population âgée de ce secteur était restée comparable à celle des autres secteurs. Cela conduit à sous-estimer un éventuel effet négatif des départs anticipés sur la formation des travailleurs âgés.

Les données utilisées ne permettent pas d'observer directement le processus d'éviction<sup>13</sup> ; mais on dispose d'information fine sur la trajectoire des salariés avant leur entrée dans leur entreprise de 1997 qui permettent une mesure indirecte de la sélection, *par ses effets*. Cette information est tirée du panel DADS, et elle permet de construire des indicateurs de la productivité des salariés. Si ces indicateurs sont différemment distribués parmi les salariés jeunes et âgés des entreprises innovantes et non innovantes, on pourra voir là le signe d'une sélection différenciée selon l'âge par les entreprises innovantes. La construction des “indicateurs de sélection” est détaillée dans l'annexe C. On construit trois indicateurs liés à la trajectoire passée du salarié :

- Un effet fixe individuel de salaire permet d'identifier les travailleurs qui, avant leur entreprise actuelle, avaient, toutes choses égales par ailleurs, une rémunération plus élevée. On peut penser alors que leur productivité était plus élevée.

---

<sup>13</sup>L'échantillonnage de COI porte sur les salariés présents dans l'entreprise en 1996 et 1997. Observer l'effet d'éviction suppose d'apparier l'enquête avec d'autres sources permettant de suivre l'effectif avant 1997, comme les DADS, ainsi que le font Aubert et al. (2004).

- La part du temps passée hors de l'emploi<sup>14</sup> peut s'interpréter comme du temps de chômage ou d'inactivité qui peut être la cause ou la conséquence d'une moindre productivité.
- Le nombre d'années marquées par des baisses de salaire peut être le signe d'une productivité en déclin.

Ces indicateurs sont clairement imparfaits. Leur interprétation n'est pas unique, et ils ne captent vraisemblablement pas toute l'hétérogénéité inobservée qui explique les différences d'accès à la formation continue.

On les utilise néanmoins à deux niveaux. Dans un premier temps (section suivante), ils servent à mettre en évidence la sélection opérée par les entreprises "modernes". Dans un deuxième temps, ils servent à contrôler partiellement le biais d'hétérogénéité inobservée que cette sélection induit dans l'étude de l'accès à la formation continue. Pour que ce contrôle soit parfaitement satisfaisant, il faudrait que les indicateurs permettent de capturer toutes les caractéristiques inobservées pertinentes. Il est peu probable que ce soit le cas. Cependant, ces indicateurs de sélection utilisent une information longitudinale individuelle exceptionnellement riche, grâce au panel DADS. On vérifie plus bas que cette information a une pertinence empirique dans la mesure où elle est corrélée aux variables de technologie et d'organisation, ainsi qu'à celles d'accès à la formation continue. On introduit donc les indicateurs de sélection comme variables de contrôle additionnelles dans les équations d'accès, soit le modèle 3 :

$$\begin{aligned}
E(FC_i) = & F \left[ \sum_{a=1}^4 f_a(Age_i = a) * Orga_i + \sum_{a=1}^4 g_a 1(Age_i = a) * Tech_i + \sum_{a=1}^4 h_a 1(Age_i = a) * Hor_i + \right. \\
& \sum_{d=1}^3 \sum_{a=1}^4 c_{ak} 1(Age_i = a \& Dip_i = d) + \sum_{t=1}^3 \sum_{a=1}^4 d_{ak} 1(Age_i = a \& Taille_i = t) + \\
& \left. + a_1 1_{femme} + \sum_{k=1}^4 b_k 1(Sect_i = k) + \sum_{a=1}^4 1(Age_i = a) * Selec_i \cdot \beta \right] \quad (\text{mod. 3})
\end{aligned}$$

où *Selec* est le vecteur des indicateurs de sélection.<sup>15</sup>

<sup>14</sup>Où du moins du champ des DADS, qui couvre l'emploi du privé.

<sup>15</sup>Ces indicateurs ne sont disponibles que pour les individus ayant été observés suffisamment longtemps dans le panel. Ne garder que ces individus conduirait à biaiser l'échantillon. La solution retenue consiste à imputer les valeurs médianes (par âge) des indicateurs lorsque l'observation fait défaut. Cela introduit de l'erreur de mesure dans le contrôle et en atténue l'effet. Néanmoins, le fait de ne pas avoir été observé dans le panel peut aussi signaler des caractéristiques individuelles spécifiques. Pour en tenir compte, on introduit un quatrième "indicateur de sélection" : une variable indicatrice du fait de ne pas avoir été observé dans le panel DADS.

### 3.3 Simultanéité et hétérogénéité inobservée : stratégie d'instrumentation

L'endogénéité des variables de technologie et d'organisation pose deux types de problème. Le premier est dû à l'existence d'hétérogénéité inobservée durable entre entreprises. Par exemple, des chefs d'entreprise jeunes et plus dynamiques pourraient à la fois introduire des technologies et des formes organisationnelles plus innovantes et, pour des raisons indépendantes, choisir de concentrer l'effort de formation sur les salariés plus jeunes. Cela conduirait à biaiser les résultats dans le sens d'un effet négatif du changement organisationnel et technologique sur l'accès relatif des travailleurs âgés à la formation. Dans la littérature sur le changement biaisé selon la qualification, ce problème d'hétérogénéité est généralement traité en estimant des équations en différence longue (voir par exemple Caroli et Van Reenen, 2001). Ce n'est pas possible ici puisque l'accès à la formation n'est observé qu'une fois. La solution serait alors d'utiliser une source de variation qui influe sur le changement organisationnel et technologique tout en restant indépendante de la formation. L'enquête COI a été conçue pour fournir de tels instruments : le questionnaire interroge l'employeur sur les contraintes qui ont pesé, entre 1994 et 1997, sur les choix en matière d'organisation, d'une part, et d'informatisation, d'autre part, en proposant sept types de contraintes : pression accrue de la concurrence ; incertitude sur les marchés ; contraintes imposées par les clients ; contraintes imposées par les fournisseurs, sous-traitants ou prestataires de services ; contraintes de réglementation administrative ; contraintes imposées par une opération de fusion, d'acquisition ou de cession ; autres contraintes imposées par l'actionnariat ou le groupe. Si on se fonde sur un *a priori* économique, ces instruments semblent fournir des sources utiles de variation ; en particulier, les contraintes imposées par la réglementation administrative, les clients, les fournisseurs, puis par la concurrence ou l'incertitude des marchés constituent des sources de variations exogènes plausibles.<sup>16</sup> En pratique cependant, le pouvoir explicatif de ces instruments est faible (ils expliquent conjointement moins de 5% de la variance). On est alors amené à utiliser la (courte) dimension temporelle de l'enquête. L'enquête donne en effet des informations sur l'évolution de l'organisa-

---

<sup>16</sup>Une réserve cependant vient de ce que ces contraintes sont déclarées. La perception subjective de la personne répondant réintroduit donc une certaine endogénéité.

tion et de l'informatisation entre 1994 et 1997 : il est donc possible d'instrumenter le niveau d'innovation en 1997 par les changements intervenus entre 1994 et 1997. Cette instrumentation a pour effet de purger la corrélation d'effets fixes qui lieraient politique de formation d'une entreprise et degré d'innovation. Pour qu'elle soit valide, il faut cependant que le *changement* organisationnel et technologique en lui-même n'ait pas d'effet sur la formation, mais que tout effet passe par le *niveau* d'innovation de la technologie et de l'organisation. Il sera donc utile de tester ces instruments.

Le second problème posé par l'endogénéité de la technologie et de l'organisation est celui de la simultanéité. Par exemple, un choc de demande défavorable peut conduire l'entreprise à modifier simultanément sa politique de formation et à se réorganiser pour réduire ses coûts. La solution ordinairement utilisée pour résoudre ce problème fait appel à des variables retardées comme instruments. Mais la faible dimension temporelle des données ne le permet pas ici. On renonce donc à contrôler un éventuel biais de simultanéité. Sa direction est incertaine *a priori* : si la réorganisation vise à réduire les coûts, elle peut être accompagnée par une baisse de la formation ; mais si elle constitue un investissement rendu possible par des profits plus élevés, elle peut être corrélée avec une hausse des dépenses de formation. Or le problème réside dans d'éventuelles différences du biais selon l'âge. De telles différences sont difficiles à prédire ; il ne semble pas qu'elles doivent être importantes ni systématiques.

La variable d'horizon est également endogène. Il est nécessaire de trouver une cause de départs anticipés exogène par rapport à la formation, c'est-à-dire exogène par rapport aux caractéristiques productives propres des travailleurs âgés. On a vu (notamment aux chapitres 1 et 5) que l'éviction des travailleurs âgés s'explique en partie par le déclin (des effectifs) du secteur auquel ils appartiennent. Or on peut penser que le déclin d'un secteur est surtout la conséquence de facteurs macroéconomiques, indépendants des politiques de formation. L'évolution globale de l'effectif du secteur pourrait donc servir d'instrument de l'évolution de l'effectif de la cohorte des travailleurs âgés.<sup>17</sup> Une condition importante pour que cet instrument soit va-

---

<sup>17</sup>Plus précisément, l'instrument utilisé correspond à l'évolution de l'effectif des travailleurs âgés de moins de 50 ans, de façon à ce qu'il n'englobe pas, comme l'effectif total, l'endogène qu'on

lide est que le déclin du secteur n'affecte la politique de formation selon l'âge que via l'horizon d'activité. C'est une hypothèse forte : on peut penser que le déclin du secteur réduit directement les fonds disponibles pour la formation.<sup>18</sup> Il sera donc important de tester la validité de cet instrument.

La variable d'intérêt – l'accès à la formation – est une variable qualitative binaire. Un modèle de doubles moindres carrés serait donc inadéquat. On utilise une méthode d'estimation analogue en deux étapes proposées par Blundell et Smith (1986) et Rivers et Vuong (1988). Les variables soupçonnées d'être endogènes sont régressées, dans une première étape, sur les instruments et les variables de contrôle par moindres carrés ordinaires (MCO). Dans une deuxième étape, on estime un modèle probit augmenté avec les résidus estimés de la première étape. Les écart-types issus du modèle probit ne sont convergents que si aucune variable n'est endogène. Dans le cas contraire, ils sont corrigés en utilisant l'expression de la matrice de variance-covariance asymptotique donnée dans Rivers et Vuong (1988).

On peut tester l'exogénéité des endogènes potentielles en testant si, en deuxième étape, les coefficients estimés des résidus de première étape sont significativement différents de 0.

On estime ainsi en première étape par MCO :

$$Orga_i = x_i' \beta_1 + z_i' \gamma_1 + v_{1i}$$

$$Tech_i = x_i' \beta_2 + z_i' \gamma_2 + v_{2i}$$

$$Hor_i = x_i' \beta_3 + z_i' \gamma_3 + v_{3i}$$

où  $x_i$  le vecteur des variables de contrôle,  $z_i$  celui des instruments et  $v_1$ ,  $v_2$  et  $v_3$  sont les résidus, supposés indépendants. Puis en deuxième étape, on estime par probit :

$$E(FC_i) = F[\alpha_1 Orga_i + \alpha_2 Tech_i + \alpha_3 Hor_i + x_i' \beta + \xi_1 \widehat{v}_{1i} + \xi_2 \widehat{v}_{2i} + \xi_3 \widehat{v}_{3i}] \quad (\text{mod. } 4)$$

où  $\widehat{v}_{1i}$ ,  $\widehat{v}_{2i}$  et  $\widehat{v}_{3i}$  sont les résidus estimés en première étape. Le test d'exogénéité des souhaite instrumenter.

<sup>18</sup>Dans ce cas, l'effet devrait concerner tous les âges de façon similaire, alors que s'il passe par l'horizon d'activité, il devrait, selon le modèle théorique précédent, concerner davantage les plus âgés.

variables endogènes potentielles est le test de nullité des coefficients  $\xi$ .

Avec treize instruments possibles pour trois endogènes potentielles, le modèle est suridentifié. On peut donc procéder à un test de restrictions suridentifiantes pour étudier la validité des instruments. On procède à des tests directionnels. On suppose pour cela la validité de trois instruments (contraintes exercées par la réglementation et contraintes exercées par les clients sur l'organisation de l'entreprise). On teste ensuite séquentiellement<sup>19</sup> la validité des autres instruments potentiels en vérifiant s'ils interviennent directement de façon significative dans l'équation de deuxième étape. Ce test a ses limites. Il suppose un classement *a priori* des instruments. Mais il a surtout un pouvoir limité sur les premiers instruments testés (puisque les coefficients sont imprécisément estimés). C'est la raison pour laquelle on teste en dernier les instruments clés que sont le changement organisationnel, le changement informatique et l'évolution de l'effectif sectoriel, qui sont *a priori* les instruments les plus douteux.

La stratégie empirique suivie peut être représentée en complétant la figure 6.6 du chapitre précédent (figure 7.1).

Les sections qui suivent présentent les résultats de cette approche. En raison des multiples dimensions qui se croisent (âge, types de formation, et déterminants de la formation), on a privilégié une analyse graphique (certains tableaux sont renvoyés en annexe). On détaille d'abord les enseignements des indicateurs de sélection (section 4). Puis on présente successivement – bien qu'ils soient estimés simultanément – les effets des départs anticipés (section 5) et de la modernisation de l'entreprise (section 6).

---

<sup>19</sup>L'ordre suivi est le suivant : contraintes des clients sur l'informatisation, contraintes des fournisseurs, contraintes de la concurrence, contraintes de l'incertitude, changement organisationnel, changement informatique et évolution de l'effectif sectoriel.

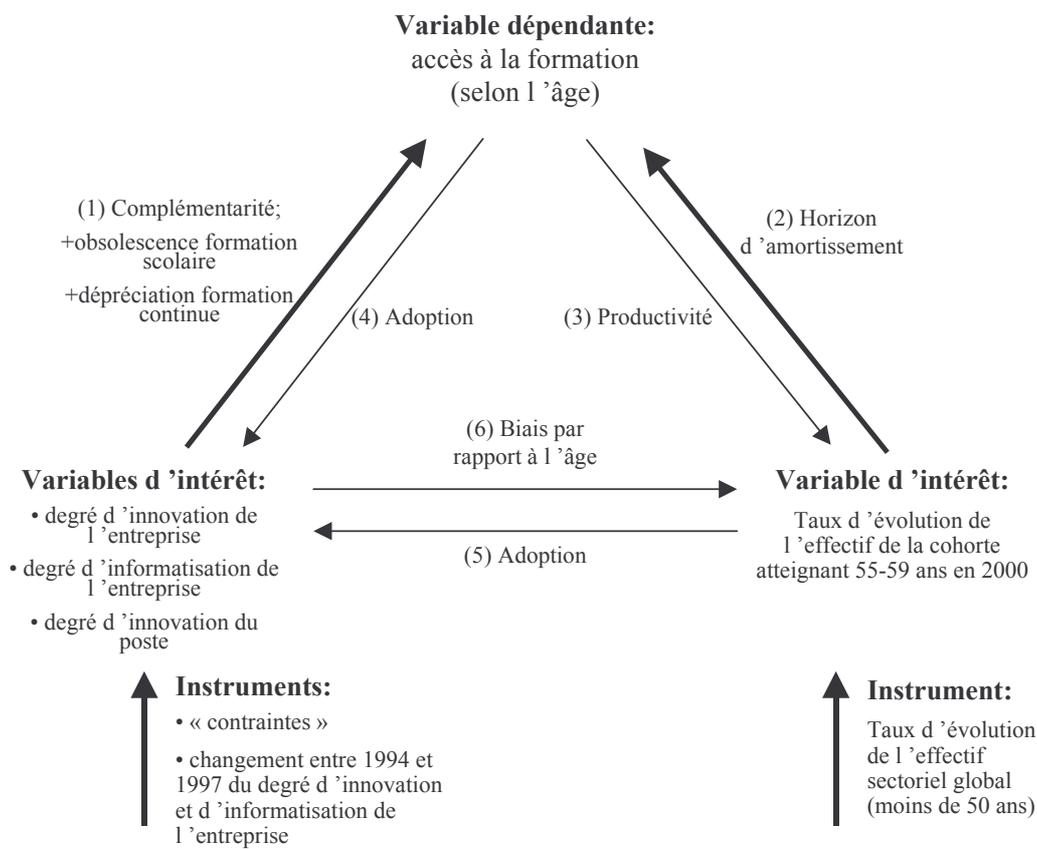


FIG. 7.1 – Stratégie empirique

## 4 Les effets de sélection du changement organisationnel et technologique et des cessations anticipées d'activité

Le tableau 1 est compatible avec l'hypothèse d'une sélectivité accrue des entreprises innovantes vis-à-vis de leurs salariés vieillissants. Chaque case s'interprète comme une différence de caractéristiques moyennes des salariés selon le type d'entreprise (moderne ou non) ou de secteur (avec départs anticipés fréquents ou non), nette des effets de composition.

	Effet net de la hausse d'un écart-type du degré d'innovation de l'organisation de l'entreprise en 1997 sur			Effet net de la hausse d'un écart-type du degré d'informatisation de l'entreprise en 1997 sur			Effet net d'une moindre éviction des travailleurs âgés (hausse de 10 points de pourcentage de l'évolution de l'effectif sectoriel de la cohorte des travailleurs âgés) sur		
	les effets individuels de salaire	la part des années de baisse de salaire	la part des années hors emploi	les effets individuels de salaire	la part des années de baisse de salaire	la part des années hors emploi	les effets individuels de salaire	la part des années de baisse de salaire	la part des années hors emploi
Tous âges	0,06 0,02	-0,86 0,31	-0,34 0,30	0,05 0,02	-0,84 0,33	0,00 0,32	0,02 0,03	-0,39 0,37	0,09 0,54
20-29 ans	0,06 0,05	0,17 0,76	-0,96 0,70	0,01 0,05	-1,57 0,84	1,85 0,77	0,16 0,06	0,35 1,77	1,25 1,30
30-39 ans	0,09 0,03	-0,68 0,52	0,38 0,50	0,03 0,03	-0,76 0,55	0,40 0,53	-0,09 0,02	-1,23 0,86	0,05 1,07
40-49 ans	0,04 0,03	-1,08 0,52	-0,61 0,50	0,05 0,04	-0,70 0,56	-0,58 0,54	0,06 0,03	-0,16 0,35	-0,64 0,52
50-59 ans	0,06 0,05	-1,69 0,74	-0,64 0,71	0,12 0,05	-0,65 0,82	-1,52 0,79	0,06 0,07	0,24 0,67	0,45 0,73
Nb. obs	3 347	4 004	4 071	3 347	4 004	4 071	3 340	3 997	4 064

Lecture: tous âges confondus, les entreprises dont le degré d'innovation organisationnel est d'un écart-type plus élevé ont des salariés qui gagnaient en moyenne 6% de plus dans leurs précédentes entreprises, et qui ont en moyenne connu moins d'années de baisses de salaires (-0,86%) et moins d'années hors emploi (-0,34%).

Note: Régressions des moindres carrés ordinaires. Ecart-type en petits caractères.  
Variables de contrôles incluses: sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise.  
Les écart-types des trois dernières colonnes corrigent les effets de cluster par secteur (estimateurs robustes)

TAB. 1 : Caractéristiques individuelles du salarié selon les caractéristiques de l'entreprise (organisation et informatisation) ou du secteur (fréquence des départs anticipés).

Si on examine la première ligne – tous âges confondus — il apparaît que les entreprises aux organisations plus innovantes ou davantage informatisées ont des salariés dont les caractéristiques individuelles sont plus favorables. Par exemple, les entreprises dont le degré d'innovation organisationnelle est d'un écart-type plus élevé <sup>20</sup> ont des salariés qui gagnaient en moyenne 6% de plus dans leurs précédentes

<sup>20</sup>Dans tout ce qui suit, les variables synthétiques d'innovation sont centrées et réduites pour faciliter l'appréhension des ordres de grandeur des effets.

entreprises, toutes choses égales par ailleurs.

L'interprétation causale de cette corrélation n'est pas tranchée : il peut aussi bien s'agir d'un effet de la modernisation (sélection accrue) que d'une condition de celle-ci (adoption favorisée par une main-d'oeuvre plus productive).

Examinons à présent les différences par âge. De façon générale, les caractéristiques individuelles des salariés présents dans les entreprises modernes sont d'autant plus favorables que le salarié est âgé. Par exemple, les travailleurs de 50-59 ans des entreprises fortement informatisées avaient des salaires 12% plus élevés, toutes choses égales par ailleurs, dans leurs entreprises antérieures ; l'écart n'est que de 3% pour ceux de 30-39 ans. Il reste possible d'invoquer une causalité inverse – pour adopter les innovations, il faudrait avoir des salariés âgés particulièrement performants par rapport aux plus jeunes – mais une interprétation plausible semble être que les entreprises plus innovantes ont spécifiquement évincé leurs salariés âgés les moins performants.

En revanche, on n'observe aucun indice d'éviction sélective spécifique aux travailleurs plus âgés dans les secteurs en déclin.

Des indices d'éviction spécifique des salariés âgés apparaissent donc dans les entreprises innovantes, confirmant par une autre approche les résultats d'Aubert et al. (2004). Il est donc bien nécessaire de contrôler ces effets de sélection autant que possible, par l'introduction des indicateurs de sélection qui ont été construits. C'est ce que font les modèles 3 et 4 des estimations qui suivent.

## **5 Effet de l'horizon d'activité sur l'accès à la formation continue**

Le tableau 2 donne l'effet sur l'accès à la formation d'être dans un secteur dont les seniors partent moins. Tous âges confondus, d'importants effets apparaissent. Le fait que l'effectif d'une cohorte de seniors décline de dix points de pourcentage moins vite augmente la probabilité de recevoir une formation à la tâche de 3,1 points de pourcentage (spécification 4). Néanmoins, cet effet est très peu précisément estimé, et pas significativement différent de 0. Toujours selon la spécification 4, l'effet de l'horizon sous-jacent paraît négatif (non significatif) pour les travailleurs de 20-29

ans, et faible et non significativement différent de 0 à 30-39 ans. Il devient surtout important après 40 ans (la probabilité d'être formé augmentant ainsi de 8,1 points à 40-49 ans), puis décline quelque peu à 50-59 ans. Il reste toujours imprécisément estimé.<sup>21</sup>

		Variable dépendante:			
		Indicatrice de formation à la tâche assurée par l'entreprise (hors formation initiale)			
		(1)	(2)	(3)	(4)
	Tous âges	0,047	0,037	0,037	0,031
		0,015	0,017	0,017	0,027
Taux d'évolution de l'effectif de la cohorte des travailleurs âgés dans le secteur	20-29 ans	-0,006	-0,016	-0,015	-0,021
		0,038	0,039	0,040	0,023
	30-39 ans	0,059	0,050	0,049	0,010
		0,025	0,027	0,027	0,030
	40-49 ans	0,095	0,075	0,074	0,081
		0,026	0,028	0,028	0,049
	50-59 ans	-0,017	-0,009	-0,009	0,025
		0,037	0,039	0,039	0,038
Contrôle des effets de composition (sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise)		Non	Oui	Oui	Oui
Indicateurs de sélection (salaire entreprises précédentes, périodes de baisse salaires, périodes hors emploi)		Non	Non	Oui	Oui
Instrumentation		Non	Non	Non	Oui
Test d'exogénéité					0,746
(tstat - coef. du résidu de 1ère étape)	Tous âges				2,324
	20-29 ans				0,074
	30-39 ans				0,191
	40-49 ans				0,791
	50-59 ans				
Part de variance du taux d'évolution expliquée par les instruments					79%
	Tous âges				80%
	20-29 ans				80%
	30-39 ans				78%
	40-49 ans				79%
	50-59 ans				
Nombre d'observations		4 418	4 418	4 418	4 418
	Tous âges				734
	20-29 ans				1 468
	30-39 ans				1 485
	40-49 ans				731
	50-59 ans				

Note:

\* modèle probit; les coefficients se lisent comme

l'impact sur la probabilité de formation de l'individu médian d'une hausse de 10 points de % du taux d'évolution de l'effectif de la cohorte des individus de plus de 50 ans du secteur

\* description des spécifications (1), (2), (3) et (4): voir texte

\* spécifications (1), (2) et (3): dans chaque colonne, 2 modèles séparés tous âges confondus / par tranche d'âge décennales

\* spécification (4): estimation en deux étapes (Blundell et Smith, 1986), effectuée séparément pour chaque tranche d'âge;

instruments: changement organisationnel entre 1994 et 1997; changement informatique entre 1994 et 1997;

évolution de l'effectif total du secteur; contraintes liées à la concurrence, à l'incertitude des marchés, aux clients, aux fournisseurs ou à la réglementation administrative

\* les écart-types sont corrigés pour tenir compte des effets de cluster dans la dimension des secteurs (estimateurs de type White)

TAB. 2 : Impact des variations d'effectifs sectoriels de la cohorte atteignant 55-59 ans en 2000 sur l'accès à la formation à la tâche principale

<sup>21</sup>Cette imprécision n'est pas liée à un problème d'instruments faibles, la variation globale de l'effectif sectoriel expliquant remarquablement bien la variation de l'effectif de la cohorte des seniors ( $R^2$  de première étape de l'ordre de 80%). L'imprécision est plutôt liée à l'indicateur utilisé, qui ne varie que sur 16 secteurs. Les écarts-types présentés rendent compte d'éventuels effets de cluster sur ces secteurs.

Le fait que l'effet de l'horizon de retrait d'activité sur l'accès à la formation soit important seulement à partir de 40 ans semble relativement cohérent. Cet effet semble peut-être cependant trop important – en particulier si on se souvient que le profil de formation n'a nullement été modifié entre 1977 et 1985, période où l'horizon d'activité se modifiait le plus. N'y a-t-il pas d'autres différences sectorielles sous-jacentes, corrélées avec l'évolution de l'effectif global, et qui ont un impact sur la formation ?<sup>22</sup>

Pour les autres formations, on résume graphiquement les estimations (figure 7.2). On retient à chaque fois deux spécifications. Sur la colonne de gauche figurent les effets estimés par la spécification 4 (instrumentation et contrôle de la sélection) ; sur la colonne de droite les effets de la spécification 3 (contrôle de la sélection, sans instrumentation). On a entouré en pointillés le graphique avec instrumentation quand l'exogénéité des variables endogènes potentielles est rejetée statistiquement. L'avantage de la spécification 3 est de donner des estimations plus précises, sans être toujours rejetée par le test d'exogénéité de Blundell et Smith (1986). A chaque fois, on représente l'accès moyen observé, et l'accès prédit à la suite d'une hausse d'un écart-type de l'index d'organisation. Les pointillés indiquent les intervalles de confiance à 95% autour de cette prédiction.

Contrairement à la formation à la tâche, l'effet apparent d'un horizon plus long est d'augmenter l'accès à la formation informatique des plus jeunes. Il semble bien que d'autres caractéristiques sectorielles que l'horizon d'activité doivent expliquer cet effet sinon surprenant.

Au total, nos analyses ne permettent pas de confirmer ni d'infirmier l'hypothèse d'un fort effet de l'horizon sur l'accès relatif à la formation des travailleurs âgés.

---

<sup>22</sup>On a essayé de construire, à partir de l'Enquête Emploi, un autre indicateur de l'horizon d'activité, l'âge moyen de départ en retraite dans le secteur. Cette mesure est cependant très imprécise et présente peu de variabilité intersectorielle. Elle n'est pas corrélée aux variations globales d'effectifs, et ne semble pas, au final, apporter beaucoup d'information.

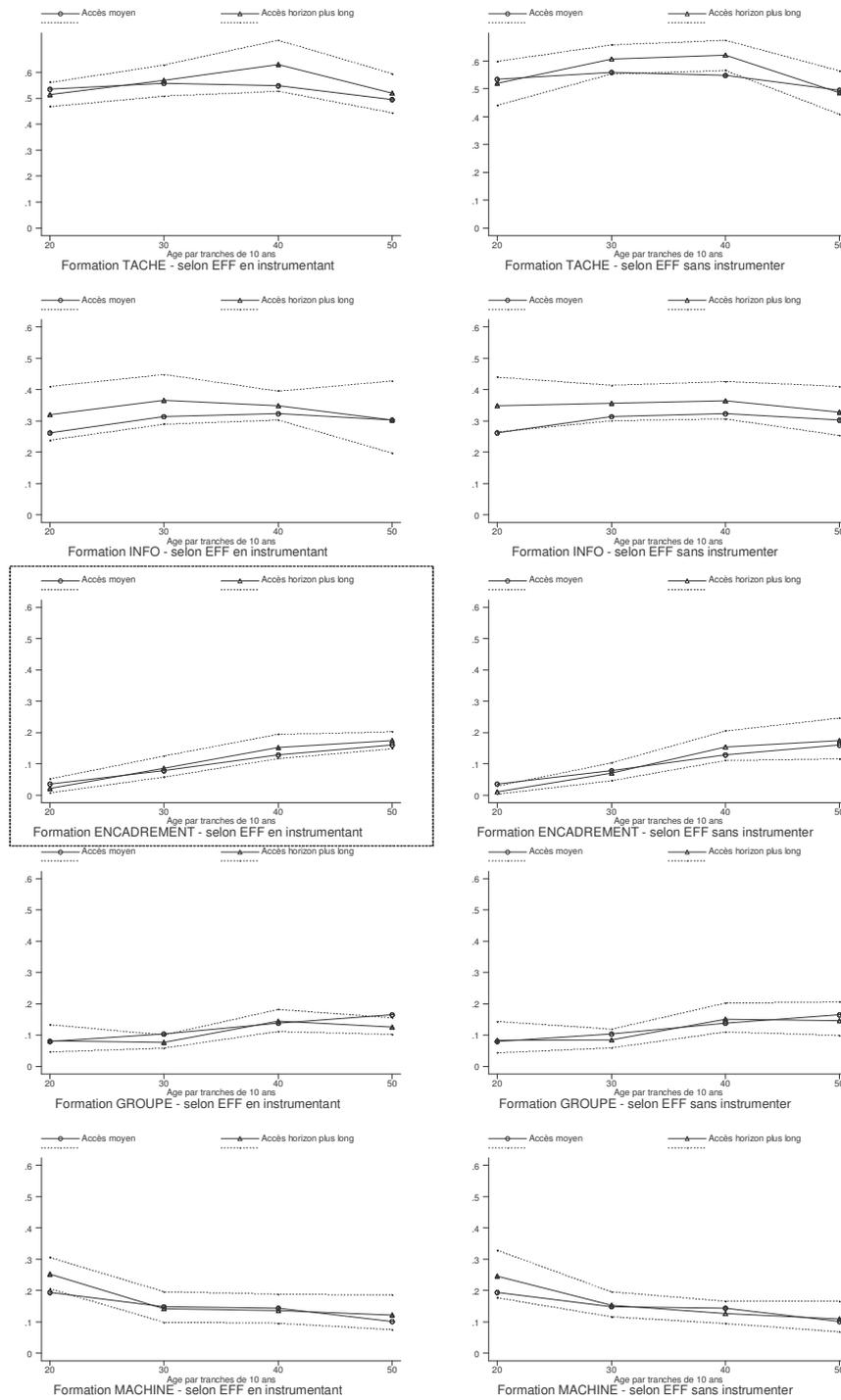


FIG. 7.2 – Accès à la formation selon l'horizon

## 6 Effet de la modernisation sur l'accès à la formation selon l'âge

### 6.1 Effet du degré d'innovation organisationnelle en 1997

Le tableau 3 présente l'estimation des différentes spécifications envisagées (modèles 1, 2, 3 et 4 de la section 3 dans les différentes colonnes). Le coefficient estimé correspond à l'effet d'une hausse de 1 écart-type de l'index d'innovation organisationnelle.

La corrélation brute entre cet index et la formation est positive (hausse de l'accès à la formation à la tâche principale de 7 points de pourcentage). L'impact semble égal selon les âges. Cependant, la prise en compte des seuls effets de composition réduit l'effet tous âges confondus d'un tiers ; la prise en compte de l'endogénéité et de la sélection le réduit encore d'un tiers. L'impact sur les différences selon les âges n'est pas très net. Globalement, les travailleurs âgés semblent moins bénéficier de ces formations que les plus jeunes. L'exogénéité de la variable d'organisation n'est pas rejetée (tstat inférieure à 2), mais c'est de justesse. Il est donc utile de garder par la suite la spécification (4). Par ailleurs, les instruments ont été testés ; leur validité n'a pas été rejetée (voir annexe E).

		Variable dépendante:			
		Indicatrice de formation à la tâche assurée par l'entreprise (hors formation initiale)			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Degré d'innovation de l'organisation de l'entreprise en 1997	Tous âges	0,072 0,010	0,057 0,011	0,055 0,011	0,035 0,015
	20-29 ans	0,112 0,024	0,091 0,025	0,092 0,026	0,020 0,044
	30-39 ans	0,071 0,017	0,054 0,018	0,055 0,018	0,077 0,024
	40-49 ans	0,064 0,017	0,048 0,018	0,044 0,018	0,020 0,032
	50-59 ans	0,053 0,025	0,046 0,027	0,041 0,027	-0,003 0,047
Contrôle des effets de composition (sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise)		Non	Oui	Oui	Oui
Indicateurs de sélection (salaire entreprises précédentes, périodes de baisse salaires, périodes hors emploi)		Non	Non	Oui	Oui
Instrumentation		Non	Non	Non	Oui
Test d'exogénéité (tstat - coef. du résidu de 1ère étape)	Tous âges				1,856
	20-29 ans				0,828
	30-39 ans				1,254
	40-49 ans				1,337
	50-59 ans				0,525
Part de variance du degré d'innovation expliquée par les instruments	Tous âges				53%
	20-29 ans				54%
	30-39 ans				51%
	40-49 ans				55%
	50-59 ans				50%
Nombre d'observations	Tous âges	4 418	4 418	4 418	4 418
	20-29 ans	-	-	-	734
	30-39 ans	-	-	-	1 468
	40-49 ans	-	-	-	1 485
	50-59 ans	-	-	-	731

Note:

\* modèle probit; la variable sur le degré d'innovation est centrée et réduite; les coefficients se lisent comme l'impact sur la probabilité de formation de l'individu médian d'une hausse d'un écart-type du niveau d'innovation de l'entreprise; les effets de l'organisation, de l'informatisation et de l'horizon ont été estimés simultanément (cf. autres tableaux)  
 \* description des spécifications (1), (2), (3) et (4): voir texte  
 \* spécifications (1), (2) et (3): dans chaque colonne, 2 modèles séparés tous âges confondus / par tranche d'âge décennales  
 \* spécification (4): estimation en deux étapes (Blundell et Smith, 1986), effectuée séparément pour chaque tranche d'âge;  
 instruments: changement organisationnel entre 1994 et 1997; changement informatique entre 1994 et 1997;  
 évolution de l'effectif total du secteur; contraintes liées à la concurrence, à l'incertitude des marchés, aux clients, aux fournisseurs ou à la réglementation administrative

TAB. 3 : Impact du degré d'innovation de l'organisation de l'entreprise sur l'accès à la formation à la tâche principale

La figure 7.3 permet une lecture plus aisée de l'impact sur le profil d'accès aux différents types de formation.

On retrouve le résultat du tableau 2 : l'accès à la formation à la tâche principale est plus fréquent à tous âges quand l'entreprise a une organisation innovante, même si la différence n'est pas toujours significative statistiquement.<sup>23</sup> Globalement,

<sup>23</sup>Distinguer les effets par âge s'avère demander beaucoup aux données, sur de petits sous-échantillons. On interprète dans ce qui suit les résultats en donnant un certain crédit aux esti-

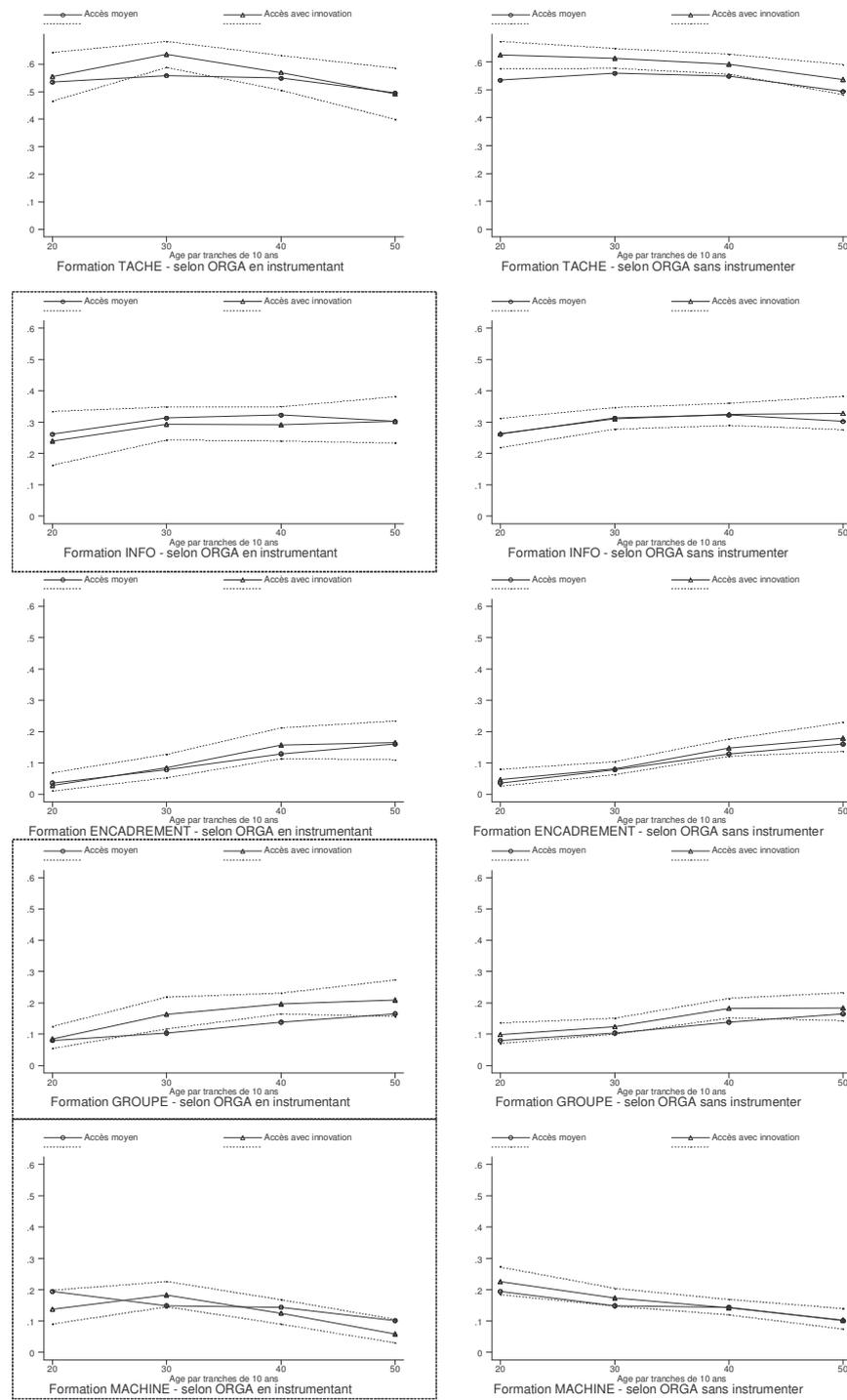


FIG. 7.3 – Accès à la formation selon le degré d'innovation de l'organisation de l'entreprise

les plus âgés pourraient moins bénéficier de cette hausse de l'accès aux formations, mais la différence n'apparaît que faiblement et seulement dans le modèle avec instrumentation.

L'accès aux formations "techniques" à l'informatique et à la machine n'est pas influencé par le degré d'innovation organisationnelle.

Les formations au travail en groupe et, dans une moindre mesure, à l'encadrement semblent plus fréquentes dans les entreprises aux dispositifs organisationnels innovants. Ces formations sont spécifiquement dirigées vers les plus âgés.

Au total, le degré d'innovation de l'organisation conduit à un effort de formation plus élevé à la tâche principale, au travail en groupe et à l'encadrement, sans désavantager les plus âgés. Les formations techniques sont peu affectées.

## 6.2 Effet du niveau d'informatisation en 1997

A nouveau, le tableau 4 permet une approche séquentielle de l'estimation, avec des résultats assez similaires au tableau 2.

---

mations ponctuelles obtenues. Il aurait été possible de regrouper encore davantage les âges pour estimer plus précisément les différences – mais ç'aurait été se priver d'une information sur les évolutions au sein des catégories. Les tendances observées semblent cohérentes même si elles sont imprécisément estimées. On peut donc espérer, sans malheureusement pouvoir le vérifier, que de plus grands échantillons confirmeraient les tendances observées.

Variable dépendante:  
Indicatrice de formation à la tâche assurée par l'entreprise (hors formation initiale)

		(1)	(2)	(3)	(4)
Degré d'informatisation de l'entreprise en 1997	Tous âges	0,067 0,010	0,021 0,011	0,020 0,011	0,016 0,017
	20-29 ans	0,044 0,024	0,001 0,028	0,002 0,028	0,058 0,053
	30-39 ans	0,067 0,017	0,023 0,019	0,022 0,019	-0,004 0,033
	40-49 ans	0,067 0,017	0,017 0,019	0,016 0,019	-0,014 0,036
	50-59 ans	0,100 0,025	0,049 0,029	0,047 0,029	0,075 0,057
	Contrôle des effets de composition (sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise)		Non	Oui	Oui
Indicateurs de sélection (salaire entreprises précédentes, périodes de baisse salaires, périodes hors emploi)		Non	Non	Oui	Oui
Instrumentation		Non	Non	Non	Oui
Test d'exogénéité (tstat - coef. du résidu de 1ère étape)	Tous âges				1,139
	20-29 ans				0,836
	30-39 ans				0,848
	40-49 ans				0,550
	50-59 ans				0,427
Part de variance du degré d'informatisation expliquée par les instruments	Tous âges				43%
	20-29 ans				43%
	30-39 ans				41%
	40-49 ans				45%
	50-59 ans				44%
Nombre d'observations	Tous âges	4 418	4 418	4 418	4 418
	20-29 ans	-	-	-	734
	30-39 ans	-	-	-	1 468
	40-49 ans	-	-	-	1 485
	50-59 ans	-	-	-	731

Note:  
 \* modèle probit; la variable sur le degré d'informatisation est centrée et réduite; les coefficients se lisent comme l'impact sur la probabilité de formation de l'individu médian d'une hausse d'un écart-type du niveau d'informatisation de l'entreprise; les effets de l'organisation, de l'informatisation et de l'horizon ont été estimés simultanément (cf. autres tableaux)  
 \* description des spécifications (1), (2), (3) et (4); voir texte  
 \* spécifications (1), (2) et (3): dans chaque colonne, 2 modèles séparés tous âges confondus / par tranche d'âge décennales  
 \* spécification (4): estimation en deux étapes (Blundell et Smith, 1986), effectuée séparément pour chaque tranche d'âge;  
 instruments: changement organisationnel entre 1994 et 1997; changement informatique entre 1994 et 1997;  
 évolution de l'effectif total du secteur; contraintes liées à la concurrence, à l'incertitude des marchés, aux clients, aux fournisseurs ou à la réglementation administrative

TAB. 4 : Impact du degré d'informatisation de l'entreprise sur l'accès à la formation à la tâche principale des salariés

La figure 7.4 donne l'accès à la formation dans une entreprise moyenne et l'accès prédit pour une entreprise très informatisée. L'impact sur la formation à la tâche principale est faible. C'est pour la formation informatique qu'apparaît peut-être l'effet le moins favorable aux travailleurs âgés. Ceux-ci sont en effet moins fréquemment ou aussi fréquemment formés que dans les entreprises peu informatisées, alors que les jeunes bénéficient d'un net surcroît de formation. On a donc là le premier signe d'une sélection en formation défavorable aux travailleurs âgés. C'est aussi le seul : les formations au travail en groupe et à l'encadrement sont légèrement plus fréquentes

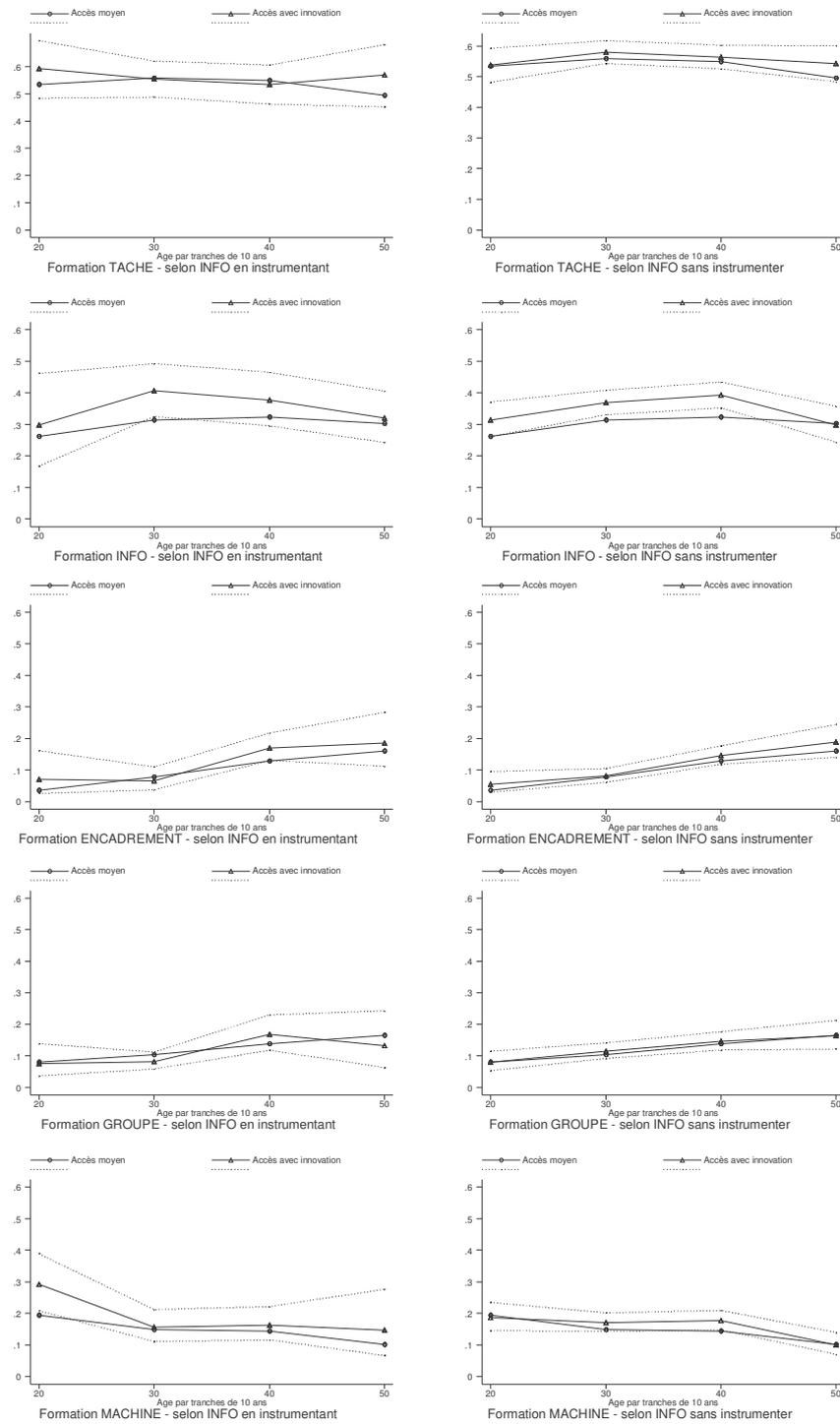


FIG. 7.4 – Accès à la formation selon l'informatisation

dans les entreprises informatisées, et bénéficient tendanciellement plus aux salariés en fin de carrière.

En résumé, le changement organisationnel et technologique conduit bien à un effort de formation plus élevé. Mais cet effort est généralement diffusé à tous les âges, sauf peut-être, mais de façon modérée, pour la formation informatique dans les entreprises plus informatisées.

## 7 Conclusion

Dans l'ensemble, les résultats invalident l'hypothèse que l'accès à la formation des travailleurs âgés se réduise avec le changement organisationnel et technologique. Dans les entreprises les plus innovantes en matière d'organisation ou les plus informatisées, l'accès à la formation continue augmente à tout âge, sans désavantager les plus âgés. Le seul signe d'un effet relatif défavorable est celui de l'informatisation sur la formation informatique. Cet effet serait néanmoins de second ordre.<sup>24</sup> Il semble possible de conclure que le changement organisationnel et technologique ne provoque pas un moindre accès des travailleurs âgés à la formation. L'annexe F présente un essai de décomposition des différents effets théoriques, contradictoires, mis en avant par le modèle théorique. Les résultats s'avèrent peu concluants. Finalement, le résultat global d'un effet relatif faible est compatible avec l'indétermination théorique, mais on n'a pas réussi à décomposer cet effet.

En revanche, nos résultats semblent mettre en évidence des effets plus importants qui passent par l'éviction des travailleurs âgés, non de la formation, mais de l'emploi. Cette éviction se manifeste par des caractéristiques individuelles des salariés âgés restants qui indiquent une sélection accrue aux âges élevés dans les entreprises innovantes.

Concernant l'existence d'un "piège à faible formation et faible emploi", nos résultats sont contradictoires. L'éviction plus marquée des quinquagénaires dans certains secteurs s'accompagne d'un moindre accès à la formation à la tâche. Mais ce n'est pas vrai pour la formation à l'informatique. Ces effets ne sont mis en évidence que

---

<sup>24</sup>La littérature existante (Friedberg, 2003; Weinberg, 2002) confirme d'ailleurs que les travailleurs utilisent l'informatique jusqu'à des âges élevés. Voir chapitre 6.

sur une variation intersectorielle limitée, et peuvent aussi refléter d'autres spécificités sectorielles. Il convient donc de rester prudent ; l'élément le plus probant reste le constat macroéconomique fait au chapitre précédent : l'accès relatif des travailleurs âgés à la formation continue n'a pas décliné entre 1977 et 1985, période où leur horizon d'activité s'est le plus réduit. L'hypothèse la plus probable resterait donc que l'effet de l'horizon d'activité lié à l'âge est modéré.

Les analyses empiriques disponibles dans la littérature apparaissent compatibles avec ces résultats, tout en les éclairant.

Ainsi, l'éviction des travailleurs âgés par les entreprises qui se modernisent corrobore les résultats obtenus, par une approche plus directe, par Aubert et al. (2004).<sup>25</sup>

La coexistence de l'éviction des travailleurs âgés et du maintien de l'accès à la formation fait également écho aux résultats plus anciens de Mincer (1989) sur les réponses du capital humain au changement technologique. La première réponse qui apparaît à court terme est l'éviction des moins qualifiés et le recrutement de travailleurs plus qualifiés ; à long terme, la deuxième réponse est la formation interne. Même si les données utilisées ici ne nous permettent pas, sur une coupe, de distinguer effets de court terme et de long terme, nos résultats sont compatibles avec la coexistence de ces deux effets. On observe en effet à la fois éviction et maintien de l'accès à la formation.

Enfin, des analyses monographiques d'entreprises confirment qu'une politique de formation jusqu'en fin de carrière est compatible avec une politique de réduction des effectifs par cessations anticipées d'activité. Le cas de l'entreprise TRANSFORMATION<sup>26</sup> étudié par Alexandre-Bailly et al. (2004) éclaire ainsi les résultats statistiques. L'entreprise connaît, sur ses chaînes de production, des gains annuels de productivité apparente de l'ordre de 5-10%. Elle pratique une double politique de réduction des effectifs par l'éviction sélective<sup>27</sup> des plus âgés et de formation à tout âge.<sup>28</sup> L'éviction des travailleurs âgés semble, dans ce cas particulier, résulter

---

<sup>25</sup> Voir chapitre 6.

<sup>26</sup> Cf. chapitre 1.

<sup>27</sup> Le caractère sélectif de l'éviction est manifeste aux yeux des travailleurs, comme l'indique la réaction désabusée de l'un d'entre eux : "Si maintenant il faut picoler pour pouvoir partir plus tôt" (Alexandre-Bailly et al., 2004, p.50).

<sup>28</sup> Des salariés quinquagénaires se sont vu proposer des formations relativement longues, parfois accompagnées de stages à l'étranger, jusqu'à deux ans avant leur sortie (Alexandre-Bailly et al.,

davantage du choix de réduire les effectifs à travers des dispositifs consensuels que d'un effet différencié du changement organisationnel et technologique sur la productivité des travailleurs âgés. Par ailleurs, la formation des travailleurs âgés malgré leur départ prochain peut s'interpréter, dans les termes de notre modèle, comme la conséquence d'un taux de dépréciation élevé des capacités productives, qui conduit à former les salariés continûment avec un horizon d'amortissement court. Elle résulte aussi sans doute du fait que la réorganisation de TRANSFORMATION a éliminé les postes périphériques moins éprouvants, si bien que l'ensemble des salariés doit s'adapter aux changements technologiques par la formation.

Le changement organisationnel et technologique s'accompagne de l'éviction des travailleurs âgés, mais pas d'un moindre accès à la formation pour ceux qui restent : quelles sont finalement les interprétations compatibles avec ces deux principaux résultats ?

La première interprétation reprend la thèse d'un désavantage comparatif des travailleurs âgés par rapport à la formation continue. Ce désavantage conduirait les entreprises qui se modernisent à licencier (de façon sélective) une partie des travailleurs âgés. Du fait de ce désavantage également, ceux qui restent seraient moins formés que s'il n'y avait pas eu modernisation ; mais ce moindre accès n'apparaîtrait pas dans l'étude du profil par âge d'accès à la formation, car il serait compensé par le fait que seuls les travailleurs qui ont le plus accès à la formation (pour des raisons non observées) restent en emploi jusqu'aux âges élevés. Nos estimations ont certes essayé de contrôler ce biais de sélection. Nous l'avons mis en évidence ; l'avons-nous pour autant complètement purgé ? Il n'est pas possible de le garantir. Cette première interprétation reste donc possible, même s'il peut sembler *ad hoc* de supposer que le biais de sélection vient précisément compenser le désavantage comparatif vis-à-vis de la formation.

La seconde interprétation est que le changement organisationnel et technologique est fréquemment associé à des réductions globales d'effectifs, et que ces réductions sont reportées de manière consensuelle sur les travailleurs âgés. Il en résulterait une éviction sélective des travailleurs âgés, sans que l'accès à la formation n'évolue défavorablement pour les travailleurs âgés qui restent. Nos propres résultats ne

---

2004, p.43).

permettent pas d'exclure cette interprétation. En revanche, elle ne rend pas compte d'un effet de la modernisation mis en évidence par Aubert et al. (2004) : les recrutements ultérieurs de travailleurs âgés sont réduits au profit des plus jeunes. Il semble donc que cette interprétation soit insuffisante.

La troisième interprétation repose sur la distinction entre effet direct du changement organisationnel et technologique sur la demande de travailleurs âgés et effet indirect via un éventuel désavantage comparatif des plus âgés pour la formation continue.<sup>29</sup> Nos résultats signifieraient que le changement organisationnel et technologique désavantage directement les travailleurs âgés et conduit à l'éviction d'une partie d'entre eux, sans que la capacité à s'adapter par la formation soit en cause. Le recours accru à la formation à tout âge s'expliquerait au contraire, selon le modèle théorique, par la complémentarité entre capital humain et changement organisationnel et technologique, ainsi que par la nécessité d'un effort réparti sur toute la carrière pour contrecarrer l'accélération de la dépréciation des savoir-faire.

Enfin, la quatrième interprétation met en avant les conditions d'adoption du changement organisationnel et technologique. Face à des résistances possibles, les entreprises utiliseraient (de façon jointe ou alternative) deux méthodes : évincer les travailleurs âgés les moins prêts au changement, et former les autres.

Les deux dernières interprétations semblent finalement les plus plausibles ; elles ne sont pas exclusives l'une de l'autre. Les résultats obtenus ne permettent pas de les départager. Sans doute la prochaine étape pour cela est-elle de mieux comprendre les conditions d'adoption du changement organisationnel et technologique.

---

<sup>29</sup>Voir chapitre 6.

## Annexe A : caractéristiques observées des entreprises innovantes

Le tableau A donne la répartition des salariés selon les caractéristiques de leur entreprise, en termes d'organisation, d'une part, et d'informatisation, d'autre part. Une entreprise est dite "moderne" quand son index d'innovation organisationnelle (respectivement, d'informatisation) est supérieur ou égal au niveau atteint par le premier tiers des entreprises en 1994. La catégorie HH correspond aux entreprises modernes en 1994 et en 1997 ; la catégorie LH correspond aux entreprises qui ont dépassé ce seuil entre 1994 et 1997 ; la catégorie LL correspond aux entreprises qui n'ont toujours pas atteint ce seuil en 1997.

	Répartition des salariés (en %) selon l'évolution de l'organisation dans l'entreprise entre 1994 et 1997			Répartition des salariés (en %) selon l'évolution de l'informatisation dans l'entreprise entre 1994 et 1997			
	HH	LH	LL	HH	LH	LL	
Taille d'entreprise	50-199 salariés	18	26	57	12	29	60
	200-999 salariés	36	41	23	36	48	16
	plus de 1000 salariés	54	42	4	70	29	1
Intensité technologique du secteur	Haute	37	39	24	36	50	14
	Moyenne-haute	32	38	30	30	41	29
	Moyenne-faible	28	30	42	20	35	45
	Faible	19	28	54	36	50	14
Tranche d'âge	20-29 ans	24	30	47	19	35	46
	30-39 ans	26	30	44	24	33	43
	40-49 ans	24	31	45	21	33	46
	50-59 ans	25	32	43	22	35	43
Niveau de diplôme	Bac et plus	28	34	38	28	36	37
	BEPC, CAP, BEP	24	30	46	21	34	45
	CEP ou aucun	23	28	48	17	32	51
Catégorie socio- professionnelle	Cadre	29	32	40	28	37	36
	Prof. intermédiaire	28	35	37	27	35	38
	Employé	24	32	44	22	34	44
	Ouvrier qualifié	24	29	47	19	34	47
	Ouvrier non qualifié	22	28	50	17	31	52
	Tous	25	31	44	22	34	44
	Nb. d'observations	1 456	1 549	1 412	1 469	1 630	1 318

Note: Les proportions de salariés sont calculées en pourcentage (par ligne) de l'effectif en tenant compte des poids d'échantillonnage de l'enquête COI

TAB. A : Répartition des salariés selon le degré d'innovation de l'entreprise

## Annexe B : tableaux sur l'accès à la formation informatique

Pour compléter l'information graphique, on donne ici les estimations des équations d'accès à la formation informatique.

		Variable dépendante: Indicatrice de formation à l'informatique assurée par l'entreprise (hors formation initiale)			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Degré d'innovation de l'organisation de l'entreprise en 1997	Tous âges	0,022 0,009	0,008 0,010	0,003 0,010	-0,023 0,015
	20-29 ans	0,014	0,003	0,002	-0,022
	30-39 ans	0,022 0,019	0,023 0,000	0,024 -0,002	0,043 -0,020
	40-49 ans	0,015 0,013	0,016 0,008	0,016 0,001	0,026 -0,031
	50-59 ans	0,015 0,055 0,023	0,016 0,033 0,024	0,016 0,023 0,025	0,027 0,000 0,037
Contrôle des effets de composition (sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise)		Non	Oui	Oui	Oui
Indicateurs de sélection (salaire entreprises précédentes, périodes de baisse salaires, périodes hors emploi)		Non	Non	Oui	Oui
Instrumentation		Non	Non	Non	Oui
Test d'exogénéité (tstat - coef. du résidu de 1ère étape)	Tous âges				0,907
	20-29 ans				0,669
	30-39 ans				1,325
	40-49 ans				0,888
	50-59 ans				0,525
Part de variance du degré d'innovation expliquée par les instruments	Tous âges				53%
	20-29 ans				54%
	30-39 ans				51%
	40-49 ans				55%
	50-59 ans				50%
Nombre d'observations	Tous âges	4 398	4 398	4 398	4 398
	20-29 ans	-	-	-	733
	30-39 ans	-	-	-	1 460
	40-49 ans	-	-	-	1 477
	50-59 ans	-	-	-	728

Note:

\* modèle probit; la variable sur le degré d'innovation est centrée et réduite; les coefficients se lisent comme l'impact sur la probabilité de formation de l'individu médian d'une hausse d'un écart-type du niveau d'innovation de l'entreprise; les effets de l'organisation, de l'informatisation et de l'horizon ont été estimés simultanément (cf. autres tableaux)  
\* description des spécifications (1), (2), (3) et (4): voir texte

\* spécifications (1), (2) et (3): dans chaque colonne, 2 modèles séparés tous âges confondus / par tranche d'âge décennales

\* spécification (4): estimation en deux étapes (Blundell et Smith, 1986), effectuée séparément pour chaque tranche d'âge;

instruments: changement organisationnel entre 1994 et 1997; changement informatique entre 1994 et 1997;

évolution de l'effectif total du secteur; contraintes liées à la concurrence, à l'incertitude des marchés, aux clients, aux fournisseurs ou à la réglementation administrative

Effet de l'organisation sur l'accès à la formation informatique.

Variable dépendante:  
Indicatrice de formation à l'informatique assurée par l'entreprise (hors formation initiale)

		(1)	(2)	(3)	(4)
Degré d'informatisation de l'entreprise en 1997	Tous âges	0,093 0,009	0,048 0,010	0,047 0,010	0,060 0,020
	20-29 ans	0,087 0,023	0,047 0,026	0,051 0,026	0,036 0,073
	30-39 ans	0,090 0,015	0,052 0,017	0,050 0,017	0,093 0,042
	40-49 ans	0,099 0,015	0,064 0,018	0,062 0,018	0,054 0,042
	50-59 ans	0,090 0,024	0,004 0,027	-0,005 0,027	0,017 0,041
	Contrôle des effets de composition (sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise)		Non	Oui	Oui
Indicateurs de sélection (salaire entreprises précédentes, périodes de baisse salaires, périodes hors emploi)		Non	Non	Oui	Oui
Instrumentation		Non	Non	Non	Oui
Test d'exogénéité (tstat - coef. du résidu de 1ère étape)	Tous âges				0,376
	20-29 ans				1,005
	30-39 ans				0,574
	40-49 ans				0,534
	50-59 ans				0,427
Part de variance du degré d'informatisation expliquée par les instruments	Tous âges				43%
	20-29 ans				43%
	30-39 ans				41%
	40-49 ans				45%
	50-59 ans				44%
Nombre d'observations	Tous âges	4 398	4 398	4 398	4 398
	20-29 ans	-	-	-	733
	30-39 ans	-	-	-	1 460
	40-49 ans	-	-	-	1 477
	50-59 ans	-	-	-	728

Note:

- \* modèle probit; la variable sur le degré d'informatisation est centrée et réduite; les coefficients se lisent comme l'impact sur la probabilité de formation de l'individu médian d'une hausse d'un écart-type du niveau d'informatisation de l'entreprise; les effets de l'organisation, de l'informatisation et de l'horizon ont été estimés simultanément (cf. autres tableaux)
- \* description des spécifications (1), (2), (3) et (4): voir texte
- \* spécifications (1), (2) et (3): dans chaque colonne, 2 modèles séparés tous âges confondus / par tranche d'âge décennales
- \* spécification (4): estimation en deux étapes (Blundell et Smith, 1986), effectuée séparément pour chaque tranche d'âge;
- instruments: changement organisationnel entre 1994 et 1997; changement informatique entre 1994 et 1997;
- évolution de l'effectif total du secteur; contraintes liées à la concurrence, à l'incertitude des marchés, aux clients, aux fournisseurs ou à la réglementation administrative

## Effet de l'informatisation sur l'accès à la formation à l'informatique

Variable dépendante:  
Indicatrice de formation à l'informatique assurée par l'entreprise (hors formation initiale)

		(1)	(2)	(3)	(4)
Tous âges		0,022 0,014	0,044 0,016	0,042 0,016	0,036 0,027
Taux d'évolution de l'effectif de la cohorte des travailleurs âgés dans le secteur	20-29 ans	0,057 0,038	0,078 0,040	0,082 0,040	0,058 0,043
	30-39 ans	0,018 0,024	0,041 0,025	0,039 0,025	0,053 0,040
	40-49 ans	0,035 0,025	0,044 0,026	0,038 0,027	0,025 0,023
	50-59 ans	-0,021 0,034	0,023 0,036	0,024 0,036	0,000 0,058
Contrôle des effets de composition (sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise)		Non	Oui	Oui	Oui
Indicateurs de sélection (salaire entreprises précédentes, périodes de baisse salaires, périodes hors emploi)		Non	Non	Oui	Oui
Instrumentation		Non	Non	Non	Oui
Test d'exogénéité (tstat - coef. du résidu de 1ère étape)					
Tous âges		1,369			
20-29 ans		0,447			
30-39 ans		0,974			
40-49 ans		2,420			
50-59 ans		0,791			
Part de variance du taux d'évolution expliquée par les instruments					
Tous âges		79%			
20-29 ans		80%			
30-39 ans		80%			
40-49 ans		78%			
50-59 ans		79%			
Tous âges		4 398	4 398	4 398	4 398
Nombre d'observations	20-29 ans	-	-	-	733
	30-39 ans	-	-	-	1 460
	40-49 ans	-	-	-	1 477
	50-59 ans	-	-	-	728

Note:

\* modèle probit; les coefficients se lisent comme

l'impact sur la probabilité de formation de l'individu médian d'une hausse de 10 points de % du taux d'évolution de l'effectif de la cohorte des individus de plus de 50 ans du secteur

\* description des spécifications (1), (2), (3) et (4): voir texte

\* spécifications (1), (2) et (3): dans chaque colonne, 2 modèles séparés tous âges confondus / par tranche d'âge décennales

\* spécification (4): estimation en deux étapes (Blundell et Smith, 1986), effectuée séparément pour chaque tranche d'âge;

instruments: changement organisationnel entre 1994 et 1997; changement informatique entre 1994 et 1997;

évolution de l'effectif total du secteur; contraintes liées à la concurrence, à l'incertitude des marchés, aux clients, aux fournisseurs ou à la réglementation administrative

\* les écart-types sont corrigés pour tenir compte des effets de cluster dans la dimension des secteurs (estimateurs de type White)

## Effet de l'horizon sur l'accès à la formation informatique

## Annexe C : Sélection

Les variables de sélection sont tirées du panel DADS qui rassemble l'information sur les périodes d'emploi dans le secteur privé et depuis 1976 des salariés interrogés par l'enquête COI en 1997.

Une variable rend compte du nombre d'années d'absence du panel entre la pre-

mière année d'observation et 1997. Ces absences sont interprétées comme des périodes de non emploi. On rapporte le nombre d'années d'absence au nombre d'années de présence potentielle pour construire un premier indicateur .

On construit par ailleurs deux variables à partir des données de salaires. La première est simplement le nombre d'années reportant une baisse de salaire (rapporté au nombre d'années d'observation des salaires). La seconde est l'effet fixe individuel d'une équation mincérienne de salaires, estimée avant que le salarié n'entre dans l'entreprise où on l'observe en 1997. L'objectif est en effet de mesurer un effet individuel propre au salarié, et non à l'entreprise qui l'emploie. Un effet entreprise sur le salaire serait en effet vraisemblablement corrélé à la politique de formation menée. Plus précisément, l'effet individuel estimé est donc le résultat d'une analyse de la covariance où on contrôle le diplôme du salarié, son sexe, son expérience, le secteur de l'entreprise qui l'emploie, et où on introduit également des effets temporels.

## Annexe D : Construction des indicateurs d'obsolescence du capital humain

Les indicateurs de l'obsolescence des capacités d'apprentissage issues de la formation scolaire (paramètre  $\lambda_a$ ) et des capacités productives (paramètre  $\lambda_p$ ) sont issus de diverses sources.

Les questions sur les freins au changement organisationnel et technologique sont directement issues du questionnaire entreprise de l'enquête COI :

Q21 : Entre 1994 et 1997, les difficultés suivantes ont représenté des freins ou des obstacles de quelle importance dans l'informatisation [respectivement, dans la mise en oeuvre des changements organisationnels] de votre entreprise ?

(...)

21.4 Difficultés à suivre les changements des outils informatiques

(...)

21.7 Difficultés à former ou reclasser le personnel.

[Modalités proposées : peu importants; assez importants; importants; très importants]

Les taux d'équipement informatique pour 1987 et 1998 proviennent des enquêtes TOTTO et Conditions de travail. Ils sont calculés pour les travailleurs de 25-39 ans afin d'éviter que le taux d'équipement puisse refléter l'effet du niveau de formation des travailleurs âgés, qui conditionne l'adoption ou non des outils. L'unité d'observation est la catégorie socioprofessionnelle, au niveau 3-digit. 81 catégories sont ainsi distinguées, à l'intersection des enquêtes COI, TOTTO et Conditions de travail.

Les taux de croissance de la productivité globale des facteurs est calculé à partir des données de l'Enquête annuelle d'entreprise (EAE) à partir des valeurs ajoutées par tête ( $\frac{Y}{L}$ ) et du stock de capital par tête ( $\frac{K}{L}$ ), en suivant la décomposition de Solow :

$$d \ln TFP = d \ln \frac{Y}{L} - \alpha d \ln \frac{K}{L}$$

On prend  $\alpha = .2$ . La variable est calculée au niveau individuel des entreprises de COI, avec néanmoins quelques observations manquantes.

Enfin, le rythme de dépréciation du capital humain est mesuré à partir d'une question de l'enquête FQP de 1993 posée aux personnes ayant reçu une formation continue : "Cette formation continue était-elle nécessaire pour que vous puissiez continuer à exercer correctement vos fonctions ou votre emploi?". Le pourcentage des réponses positives est calculé pour chaque cellule définie par une CS (6 catégories) et un secteur (NES16).

## Annexe E : Validité des instruments

Le test des instruments est un test de restriction suridentifiante. Il consiste à vérifier la validité de leur exclusion de l'équation d'intérêt (ou équation de deuxième étape). Il s'agit donc d'un test de nullité du coefficient de l'instrument lorsque celui-ci est introduit comme régresseur dans l'équation d'intérêt, à condition que cette équation soit par ailleurs identifiée, ce qui suppose de maintenir l'hypothèse d'exclusion d'un nombre suffisant d'instrument. L'approche est donc séquentielle, ce qui se justifie ici par le fait que le questionnaire a explicitement demandé aux entreprises d'évoquer des "contraintes" dont on peut raisonnablement penser qu'elles constituent de bons premiers instruments.

Le tableau B résume les tests des instruments dans le cas de l'accès à la formation

à la tâche. Chaque ligne correspond au test de validité d'un instrument en acceptant la validité des instruments des lignes supérieures. Le chiffre reporté correspond au coefficient estimé divisé par l'écart-type (corrigé de la procédure d'estimation en deux étapes).

Seul un instrument serait à rejeter pour l'accès à la formation à l'informatique seulement : les contraintes sur l'organisation liées à l'incertitude. Dans la pratique, par simplification, on a gardé partout tous les instruments.

Variable d'intérêt (2nde étape): accès à la formation à

Instruments		la tâche	l'informatique	l'encadrement	au travail en groupe	la machine
	Clients (sur l'informatisation)	0,25	0,05	0,69	0,37	0,30
	Fournisseurs (sur l'organisation)	0,01	0,15	0,20	0,21	0,01
	Fournisseurs (sur l'informatisation)	0,01	0,51	0,32	3,43	0,01
Contraintes déclarées par l'entreprise liées à	Concurrence (sur l'organisation)	0,01	0,41	0,18	0,53	0,02
	Concurrence (sur l'informatisation)	0,03	0,07	1,03	0,03	0,15
	Incertitude (sur l'organisation)	0,57	<b>2,74</b>	0,20	0,50	0,03
	Incertitude (sur l'informatisation)	0,59	0,03	0,04	0,46	1,00
Evolutions entre 1994 et 1997 au niveau de l'entreprise	Changement informatique	1,04	1,08	0,04	0,20	0,56
	Changement organisationnelle	1,39	0,78	0,10	0,03	0,83
Evolution de l'effectif total du secteur		0,44	1,04	0,01	0,74	0,39

t-statistique de l'instrument potentiel dans l'équation d'intérêt, en gardant comme instruments les contraintes liés à la réglementation, aux clients (pesant sur l'entreprise) ainsi que tous les instruments potentiels des lignes au-dessus  
 Lecture: la validité de l'instrument n'est pas rejetée tant que la t-statistique est inférieure à 1  
 NB: les écart-types ont été corrigés pour tenir compte de l'estimation en deux étapes (Rivers et Vuong, 1988)

TAB. B : Test de validité des instruments pour expliquer l'accès à la formation à la tâche

## Annexe F : Un essai de décomposition : obsolescence de la formation scolaire vs. dépréciation accélérée de la formation continue

Le modèle théorique a montré comment il convient de distinguer deux effets contradictoires du changement organisationnel et technologique sur le profil de for-

mation optimal selon l'âge : un effet d'obsolescence de la formation scolaire (paramètre  $\lambda_a$ ) et un effet d'accélération de la dépréciation de la formation continue (paramètre  $\lambda_p$ ). Le premier tend à réduire l'accès relatif des plus âgés à la formation, le second à l'accroître. L'objectif est ici de confirmer empiriquement ces résultats théoriques en usant de indicateurs empiriques (*proxies*) pour  $\lambda_a$  et  $\lambda_p$ .

### Effet d'obsolescence de la formation scolaire

L'informatisation d'une profession est souvent citée comme cause d'obsolescence des formations reçues – le cas des architectes est emblématique, les techniques de dessin assisté par ordinateur ayant créé un véritable fossé technologique entre générations d'architectes (MacDonald et Weisbach, 2001). Le second indicateur de  $\lambda_a$  est donc l'évolution du taux d'équipement informatique par profession (catégorie socioprofessionnelle au niveau 3-digit) entre 1987 et 1998, en utilisant le supplément Conditions de travail de l'enquête emploi.<sup>30</sup> On considère le taux d'équipement à 25-39 ans, et non aux âges plus élevés, afin que l'indicateur ne soit pas affecté par la formation des plus âgés. L'enquête COI suggère également deux autres indicateurs d'obsolescence, construits à partir de la question sur le rôle d'éventuelles difficultés de reclassement ou de formation comme frein au changement organisationnel ou à l'informatisation. De tels freins semblent plus probables dans des entreprises marquées par l'obsolescence de la formation de leurs travailleurs âgés. Néanmoins, rien ne garantit que ces travailleurs figurent parmi le ou les deux salariés interrogés par l'enquête. D'autre part, la variable est doublement endogène, dans la mesure où elle fait référence à la formation et où ces difficultés influent sur l'adoption d'innovations.

---

<sup>30</sup>La construction de ces proxies est présentée en annexe D.

		Variable explicative: proxy de l'obsolescence de la formation initiale		
		Evolution du taux d'équipement informatique des travailleurs de 25-39 ans entre 1987 et 1998	Difficultés de formation ou de reclassement comme frein au changement informatique dans l'entreprise	Difficultés de formation ou de reclassement comme frein au changement organisationnel dans l'entreprise
Effet sur la probabilité de recevoir une formation à la tâche principale (hors formation initiale)	Tous âges	0,39 0,07	0,017 0,018	0,004 0,015
	20-29 ans	0,42 0,15	0,011 0,045	-0,037 0,038
	30-39 ans	0,46 0,10	0,045 0,029	0,041 0,025
	40-49 ans	0,40 0,11	-0,004 0,030	-0,023 0,030
	50-59 ans	0,23 0,14	0,012 0,040	0,028 0,037
	Nombre d'observations	4 402	4 409	4 409

**Lecture:** une hausse passée du taux d'équipement informatique de 1% dans la catégorie socioprofessionnelle augmente la probabilité de recevoir une formation de 0,39 points de % en moyenne sur tous les âges, et de 0,42 points de % à 20-29 ans. Le fait que l'entreprise déclare des difficultés de reclassement augmente la probabilité de formation de 1,7 points de %.

**Note:** Modèle probit. Ecart-type en dessous du coefficient, en petits caractères. Variables de contrôle: sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise et proxies pour la sélectivité (salaire entreprises précédentes, périodes de baisses de salaires, périodes hors emploi). Ecart-types robustes aux effets de cluster par CS et par secteur.

TAB. 6 : Impact de proxies de l'obsolescence de la formation scolaire sur l'accès à la formation à la tâche principale selon l'âge

		Variable explicative: proxy de l'obsolescence de la formation initiale		
		Evolution du taux d'équipement informatique des travailleurs de 25-39 ans entre 1987 et 1998	Difficultés de formation ou de reclassement comme frein au changement informatique dans l'entreprise	Difficultés de formation ou de reclassement comme frein au changement organisationnel dans l'entreprise
Effet sur la probabilité de recevoir une formation informatique (hors formation initiale)	Tous âges	0,40 0,05	0,006 0,015	0,018 0,015
	20-29 ans	0,36 0,12	-0,073 0,034	0,016 0,037
	30-39 ans	0,36 0,08	0,029 0,027	0,024 0,026
	40-49 ans	0,38 0,08	0,007 0,026	-0,004 0,025
	50-59 ans	0,54 0,12	0,034 0,038	0,058 0,039
	Nombre d'observations	4 390	4 406	4 406

**Lecture:** une hausse passée du taux d'équipement informatique de 1% dans la catégorie socioprofessionnelle augmente la probabilité de recevoir une formation de 0,40 points de % en moyenne sur tous les âges, et de 0,42 points de % à 20-29 ans. Le fait que l'entreprise déclare des difficultés de reclassement augmente la probabilité de formation de 0,6 points de %.

**Note:** Modèle probit. Ecart-type en dessous du coefficient, en petits caractères. Variables de contrôle: sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise et proxies pour la sélectivité (salaire entreprises précédentes, périodes de baisses de salaires, périodes hors emploi). Ecart-types robustes aux effets de cluster par CS et par secteur.

TAB. 7 : Impact de proxies de l'obsolescence de la formation scolaire sur l'accès à la formation informatique selon l'âge

Les effets de ces deux séries d'indicateurs sont contrastés (tableaux 6 et 7). La

deuxième – freins au changement organisationnel et technologique – n'a pas d'effet significatif sur l'accès aux formations, à aucun âge. En revanche, la hausse du taux d'équipement informatique de la profession est fortement corrélée à la formation. Les différences selon l'âge sont peu nettes ; l'évolution relative semble défavorable aux plus âgés pour la formation à la tâche principale, comme on l'attend d'un effet d'obsolescence, mais par pour la formation informatique.

### **Effet de l'accélération de la dépréciation de la formation continue**

Mesurer le rythme de dépréciation de la formation continue est plus difficile encore. Un indicateur fréquemment utilisé est le rythme de croissance de la productivité globale de facteurs (Mincer, 1989 ; Bartel et Sicherman, 1993 ; Neuman et Weiss, 1995). A partir d'un appariement avec l'Enquête annuelle d'entreprises, la croissance de la PGF a été calculée au niveau des entreprises de COI (voir annexe D). Cependant, un problème de simultanéité se pose ici : une croissance plus rapide de la PGF peut être conséquence autant que cause de la politique de formation. Ce problème est atténué en considérant la croissance de la PGF avant 1994 (sur la période 1991-1994). Deux autres indicateurs sont envisagés : la nécessité de la formation "pour pouvoir continuer à exercer correctement l'emploi", mesurée à partir des déclarations des salariés ayant reçu une formation financée par l'employeur, dans l'enquête FQP de 1993, et les difficultés à suivre le changement informatique déclarées par l'employeur de l'enquête COI.

Variable explicative: proxy du rythme de dépréciation de la formation

		Croissance de la productivité globale des facteurs de l'entreprise entre 1991 et 1997	Croissance de la productivité globale des facteurs de l'entreprise entre 1991 et 1994	Nécessité de la formation "pour pouvoir continuer à exercer correctement l'emploi"	Difficulté à suivre les changements des outils informatiques comme frein à l'informatisation de l'entreprise
Effet sur la probabilité de recevoir une formation informatique (hors formation initiale)	Tous âges	0,03 0,01	0,04 0,02	0,41 0,05	0,04 0,01
	20-29 ans	0,06 0,03	0,04 0,07	0,20 0,13	0,04 0,04
	30-39 ans	0,01 0,02	0,02 0,05	0,41 0,09	0,06 0,03
	40-49 ans	0,06 0,02	0,02 0,04	0,43 0,09	0,03 0,03
	50-59 ans	0,02 0,03	0,09 0,05	0,55 0,13	0,04 0,04
	Nombre d'observations	3 731	3 713	4 386	4 406

**Lecture:** une hausse de la productivité globale des facteurs cumulée entre 1991 et 1997 dans l'entreprise de 1% augmente la probabilité de recevoir une formation de 0,03% en moyenne sur tous les âges.

Une augmentation de 1% du nombre de salariés de la CS déclarant la formation nécessaire augmente la probabilité de formation de 0,41%. Le fait que l'entreprise déclare des difficultés à suivre l'innovation informatique l'augmente de 4%.

**Note:** Modèle probit. Ecart-type en dessous du coefficient, en petits caractères. Variables de contrôle: sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise et proxies pour la sélectivité (salaire entreprises précédentes, périodes de baisses de salaires, périodes hors emploi). Ecart-types robustes aux effets de cluster par CS et par secteur.

TAB. 8 : Impact d'indicateurs du rythme de dépréciation de la formation sur l'accès à la formation à la tâche principale selon l'âge

Variable explicative: proxy du rythme de dépréciation de la formation

		Croissance de la productivité globale des facteurs de l'entreprise entre 1991 et 1997	Croissance de la productivité globale des facteurs de l'entreprise entre 1991 et 1994	Nécessité de la formation "pour pouvoir continuer à exercer correctement l'emploi"	Difficulté à suivre les changements des outils informatiques comme frein à l'informatisation de l'entreprise
Effet sur la probabilité de recevoir une formation à la tâche principale (hors formation initiale)	Tous âges	0,04 0,01	0,07 0,03	0,12 0,08	0,04 0,02
	20-29 ans	0,08 0,04	0,11 0,07	0,07 0,15	0,03 0,04
	30-39 ans	0,05 0,02	0,08 0,06	-0,09 0,10	0,09 0,03
	40-49 ans	0,05 0,02	0,05 0,05	0,25 0,11	0,00 0,03
	50-59 ans	0,01 0,03	0,03 0,06	0,30 0,15	0,03 0,04
	Nombre d'observations	3 737	3 719	4 406	4 409

**Lecture:** une hausse de la productivité globale des facteurs cumulée entre 1991 et 1997 dans l'entreprise de 1% augmente la probabilité de recevoir une formation de 0,04% en moyenne sur tous les âges.

Une augmentation de 1% du nombre de salariés de la CS déclarant la formation nécessaire augmente la probabilité de formation de 0,12%. Le fait que l'entreprise déclare des difficultés à suivre l'innovation informatique l'augmente de 4%.

**Note:** Modèle probit. Ecart-type en dessous du coefficient, en petits caractères. Variables de contrôle: sexe, diplôme, secteur, taille d'entreprise et proxies pour la sélectivité (salaire entreprises précédentes, périodes de baisses de salaires, périodes hors emploi). Ecart-types robustes aux effets de cluster par CS et par secteur.

TAB. 9 : Impact d'indicateurs du rythme de dépréciation de la formation sur l'accès à la formation informatique selon l'âge

Les résultats sont mitigés. La variable qui joue le plus dans le sens attendu est la variable sur la nécessité de la formation, pour son impact sur l'accès selon l'âge à

la formation informatique : elle se traduit en effet par un effort accru de formation des plus âgés. En revanche, l'effet de la croissance de la PGF est de moins en moins favorable avec l'âge (pour la formation à la tâche principale), ce qui correspond plutôt à l'effet prédit de l'obsolescence de la formation scolaire.

A ce stade, il semble raisonnable de conclure qu'on n'est pas parvenu à distinguer empiriquement un effet d'obsolescence accru de la formation scolaire d'une accélération de la dépréciation de la formation continue. Cependant, aucune des indicateurs utilisés ne montre d'effet nettement défavorable aux plus âgés – ce qui confirme les résultats globaux précédents.

# Conclusion

Comment la politique de l'emploi peut-elle remédier au faible emploi des travailleurs âgés en France ? Comment demande de travailleurs âgés et politiques publiques s'articulent-elles pour expliquer la persistance d'un faible taux d'emploi des quinquagénaires en France depuis le début des années 1980 ?

La première question correspond à l'objectif posé en introduction : éclairer les pistes d'intervention proposées par différents rapports depuis quelques années pour promouvoir l'emploi des seniors. La seconde question correspond à la problématique définie au terme de la première partie. Il s'agit à présent de rassembler les principaux résultats au regard de ces questions.

Il convient ici de reconnaître un certain décalage entre les questions de la politique économique et les conclusions que permet la recherche. On procèdera donc en deux temps, en détaillant d'abord les enseignements de notre travail sur les rôles respectifs de la demande de travail et des politiques publiques ; puis on considèrera les éclairages que cela permet d'apporter sur la politique de l'emploi.

## **Rôle de la demande de travail et rôle des politiques publiques**

L'approche suivie n'a pas consisté à explorer systématiquement tous les aspects des politiques publiques concernant les travailleurs âgés, ni à envisager tous les déterminants de la demande de travailleurs âgés. Trois grands axes ont été choisis, qui correspondent aux parties II, III et IV. On propose de reprendre ici les résultats de façon détaillée.

Quels sont les effets de la contribution Delalande sur l'emploi des travailleurs âgés ?

Dans un premier temps, un modèle théorique de chômage d'équilibre avec frictions (chapitre 2) a permis de rendre compte des effets contradictoires du dispositif – conformément aux effets connus de la protection de l'emploi. Mais il a également fait ressortir les spécificités de la contribution Delalande. Cette dernière touche en effet un public ciblé, défini par l'âge. Or la situation des travailleurs âgés sur le marché du travail a des implications fortes pour l'efficacité de la protection de l'emploi. Leur position d'*insiders* (puisqu'ils sont majoritairement déjà en emploi) accentue l'effet recherché de rétention et restreint les conséquences de l'effet indirect de licenciement préventif ou de restriction des embauches. Par ailleurs, la faiblesse des flux initiaux entre emploi et non emploi limite l'effet indirect, en rendant peu probable pour l'employeur d'avoir à payer la contribution ultérieurement. Cette spécificité du public ciblé conduit à prédire un impact favorable de la contribution Delalande sur l'emploi. Le fait que le produit de la contribution soit affecté à l'assurance chômage renforce cette prédiction, mais seulement de façon marginale. Une condition importante est cependant mise en évidence. L'efficacité de la contribution pour réduire les licenciements suppose que suffisamment d'entreprises soient affectées par des chocs d'ampleur intermédiaire, pour lesquels la taxe peut modifier la décision de licenciement. Or il se peut que les chocs affectant les travailleurs âgés soient souvent radicaux au sens où les ajustements qui permettraient le maintien dans l'emploi (formation,...) seraient particulièrement coûteux. Dans ce cas, l'effet de rétention serait réduit, ce qui limiterait l'effet favorable de la contribution Delalande sur l'emploi. La question de l'efficacité du dispositif est alors d'ordre empirique.

Or l'analyse empirique des effets du dispositif sur les flux entre emploi et non emploi (chapitre 3) montre que la réduction des licenciements sous l'effet de la contribution Delalande est sensiblement inférieure à ce qu'un étalonnage standard du modèle théorique suggère. En revanche, les résultats empiriques indiquent un fort effet indirect : la contribution Delalande conduit les entreprises à éviter d'embaucher des travailleurs âgés pour lesquels elles risquent d'être ultérieurement redevables d'une taxe sur les licenciements. La mise en évidence de ces effets repose sur l'utilisation des discontinuités du dispositif au fil de son histoire, depuis 1987, par des estimations en doubles différences. Une telle approche repose sur des hypothèses fortes, notamment l'absence d'évolutions divergentes entre les deux groupes d'individus comparés

qui soient dues à d'autres facteurs. On peut en particulier se demander si le fort effet indirect estimé ne correspond pas plutôt à des effets des contrats aidés, et si le faible effet direct estimé n'est pas dû aux effets du cycle économique sur la demande relative de travail selon l'âge. Les analyses menées tendent néanmoins à réfuter ces objections.

Comment interpréter ces résultats par rapport aux rôles des politiques publiques et de la demande de travail ? Le modèle théorique met en évidence le fort impact potentiel des incitations liées aux politiques publiques. Mais la faiblesse des effets estimés empiriquement relativise cette prédiction et indique, en creux, les résistances que peut exercer une faible demande de travailleurs âgés. Si les effets de la contribution Delalande sont plus faibles qu'escompté, c'est vraisemblablement que d'autres coûts d'ajustement viennent les contrecarrer. Ce premier résultat ouvre donc à l'analyse de deux autres types de coûts d'ajustement : les coûts de réputation et les coûts d'ajustement au changement organisationnel et technologique.

Peut-on endogénéiser les préretraites, c'est-à-dire expliquer leur existence et leur persistance par des mécanismes économiques ?

Les préretraites, après avoir fait l'objet d'un consensus remarquable dans les années 1980 sont davantage critiquées dans les années 1990, en particulier par les pouvoirs publics. Pourtant, elles sont reconduites au prix de quelques métamorphoses, la plus remarquable étant la création de l'Allocation de remplacement pour l'emploi (ARPE) par les partenaires sociaux en 1995. Un modèle théorique de relations d'emploi de long terme permet de donner consistance à l'intuition selon laquelle certains dispositifs de préretraites peuvent jouer un rôle efficient (chapitre 4). Un contrat implicite de long terme entre l'employeur et le salarié constitue en effet une réponse efficiente aux problèmes d'incitation, d'assurance et d'allocation. Mais cette réponse est fragile : elle suppose le respect par l'employeur de ses engagements, même en cas de chocs à la suite desquels il aurait intérêt *ex post* à renier ses promesses. Dans certains cas, les coûts de réputation encourus par l'employeur qui trahirait suffisent à le dissuader de ne pas respecter ses engagements. Mais en cas de choc adverse plus important, ce mécanisme de réputation s'avère insuffisant. Une intervention publique efficiente est alors possible : elle consiste à remplir, à la place de l'employeur, une

partie de ses obligations vis-à-vis du salarié, en garantissant à ce dernier, par la préretraite, un revenu de remplacement suffisant après la perte de son emploi. La crédibilité des engagements de l'employeur est alors préservée ; cela permet que se perpétuent des relations d'emploi de long terme dans l'économie. Une telle intervention de l'Etat correspond bien à ce qui se passe dans le cas des préretraites du Fonds national de l'emploi (ASFNE) : Etat et employeur financent conjointement une préretraite qui dédommage le travailleur licencié de la perte d'emploi, et réalise ainsi la promesse implicite du contrat de long terme.

Cette interprétation des préretraites comme moyen de préserver les relations d'emploi de long terme est cohérente avec les résultats d'un test empirique préliminaire (chapitre 5). Il convient de noter cependant que tester empiriquement l'existence et le déclin de contrats de long terme présente de nombreuses difficultés. En particulier, l'identification de contrats de long terme pose problème. Suivant d'autres travaux de la littérature, les contrats de long terme sont identifiés par deux critères : ils sont plus fréquents (*ex post*) parmi les salariés anciens ; ils sont plus probables dans les grandes entreprises, dont la taille facilite le développement de marchés internes. Sur cette base, le maintien du rôle protecteur de l'ancienneté face au risque de perte d'emploi, observé en France entre 1975 et 2000, peut s'interpréter comme un signe du maintien des contrats de long terme. Il s'inscrit en net contraste avec l'essor des départs anticipés pour les travailleurs âgés. Peut-on faire le lien entre ces deux résultats et voir dans les départs anticipés aux âges élevés le moyen de préserver les contrats de long terme aux âges médians ? Deux résultats supplémentaires vont en ce sens. D'une part, le contraste entre départs anticipés aux âges élevés et sécurité de l'emploi aux âges médians est renforcé dans les grandes entreprises, pour lesquelles l'existence de contrats de long terme est la plus plausible et la mieux documentée. D'autre part, le déclin des effectifs d'un secteur (facteur possible de remise en cause des contrats de long terme) semble expliquer partiellement le recours plus fréquent aux cessations anticipées d'activité, sans avoir d'effet clair sur l'insécurité de l'emploi aux âges médians : ce résultat est à nouveau compatible avec l'hypothèse d'une persistance des contrats de long terme permise par la "soupape d'échappement" des cessations anticipées d'activité.

Comment ces résultats éclairent-ils l'articulation entre demande de travailleurs

âgés et politiques publiques ? Selon la distinction opérée au chapitre 1, un dispositif public comme les préretraites peut être cause première et suffisante du faible emploi des travailleurs âgés ; il peut également en être la cause initiale, renforcée par des effets d'hystérèse ; enfin la causalité peut être inverse, et les préretraites la conséquence de problèmes de demande de travail. Les résultats obtenus vont dans le sens de cette troisième hypothèse : les préretraites seraient, pour partie au moins, la conséquence plutôt que la cause d'un problème de demande de travail. Mais ce problème n'est pas spécifique aux travailleurs âgés : il est lié à une fragilité globale des relations d'emploi de long terme. Cela invite donc à ne pas isoler dans l'analyse les fins de carrière, mais à envisager l'emploi aux âges élevés dans le cadre global des ajustements de main-d'oeuvre des entreprises.

Parmi les chocs susceptibles de remettre en cause les contrats de long terme figure le changement organisationnel et technologique. Plus généralement, le changement organisationnel et technologique est susceptible d'affecter de façon différenciée les travailleurs âgés. En ce sens, le changement organisationnel et technologique est-il biaisé selon l'âge, en défaveur des travailleurs âgés ?

Transposer l'hypothèse de biais selon les qualifications en hypothèse de biais selon l'âge suppose de mettre en évidence les mécanismes par lesquels le changement organisationnel et technologique peut affecter de façon différenciée les travailleurs âgés (chapitre 6). Deux types de mécanismes peuvent être distingués. D'une part, les mécanismes directs sont basés sur un désavantage des travailleurs âgés face aux nouvelles formes organisationnelles ou aux nouvelles technologies : moindre aisance à communiquer alors que les nouvelles organisations requièrent davantage d'interactions ; inadaptation des stratégies fondées sur l'expérience alors que les technologies se renouvellent et que la polyvalence est exigée, ... D'autre part, les mécanismes indirects reposent sur un éventuel désavantage comparatif des travailleurs âgés par rapport à la formation continue, laquelle permet de s'adapter au changement organisationnel et technologique. Ce désavantage comparatif peut venir d'un horizon d'activité plus court (qui ne permet pas l'amortissement des investissements), ainsi que d'éventuelles difficultés d'apprentissage.

L'hypothèse d'une dégradation de l'accès relatif des travailleurs âgés à la forma-

tion continue à la suite du changement organisationnel et technologique fait l'objet d'un test empirique sur données individuelles (chapitre 7). Les résultats indiquent que les travailleurs âgés sont partiellement évincés, de manière sélective, des entreprises "modernes" (qui ont adopté les nouvelles technologies de l'information et de la communication et des formes d'organisation innovantes). En revanche, parmi les salariés âgés restés dans l'entreprise, on n'observe pas un moindre accès des plus âgés à la formation continue : les entreprises modernes tendent à former davantage tous leurs salariés, sans distinction d'âge. Ce résultat ne semble pas dû à un biais de sélection lié à l'éviction d'une partie des travailleurs âgés. Par ailleurs, les effets de l'horizon (mesurés à partir de différences sectorielles dans le recours aux départs anticipés) semblent faibles. Deux interprétations de ces résultats sont possibles. Selon la première, l'éviction des travailleurs âgés hors de l'emploi mais leur égal accès à la formation sont deux effets du changement organisationnel et technologique : le mécanisme direct (désavantage face aux nouvelles technologies et aux nouvelles formes organisationnelles) expliquerait le résultat d'éviction partielle ; mais l'absence de mécanisme indirect (pas de désavantage comparatif face à la formation) expliquerait l'égal accès à la formation continue. L'absence de désavantage comparatif par rapport à la formation continue s'expliquerait en particulier par le fait que l'horizon d'amortissement requis pour une formation est en réalité très court, et ne pénalise les travailleurs que lorsque leur départ en retraite est imminent. Selon une seconde interprétation, ces résultats sont l'expression des conditions d'adoption du changement organisationnel et technologique : pour faire accepter le changement organisationnel et technologique, les entreprises auraient recours à l'éviction d'une partie des travailleurs âgés qui y résistent, et à la formation des autres. Ces deux interprétations ne sont pas exclusives l'une de l'autre ; à ce stade, les résultats obtenus ne permettent pas de les départager.

Dans l'une ou l'autre interprétation, le rôle propre de la demande de travail est mis en avant pour expliquer l'éviction des travailleurs âgés. Par ailleurs, l'importance d'un mécanisme possible de dépendance de sentier est relativisée : les préretraites ne semblent pas réduire systématiquement l'accès à la formation des travailleurs âgés.<sup>31</sup>

---

<sup>31</sup>Une telle réduction de l'effort de formation créerait une dépendance de sentier dans la mesure où elle réduirait la productivité des travailleurs âgés et créerait une forte demande pour des dispositifs de sortie anticipée.

En revanche, les incitations liées aux cessations anticipées d'activité ont pu s'articuler à la demande de travail d'une autre manière. Le changement organisationnel et technologique n'est pas lui-même exogène : son adoption et son orientation dépendent du contexte économique. Dans quelle mesure des innovations défavorables aux travailleurs âgés sont-elles adoptées par les entreprises en comptant recourir aux cessations anticipées d'activité ? Le fait que les entreprises poursuivent en moyenne l'effort de formation des travailleurs âgés n'exclut pas que certaines choisissent la stratégie de l'éviction en raison de l'existence des dispositifs de cessation anticipée d'activité.

Finalement, ces résultats mettent globalement en garde contre une explication unilatérale du faible emploi des travailleurs âgés en France par les subventions aux départs anticipés. D'une part, la modification des incitations induite par la contribution Delalande n'a pas eu les effets mécaniques massifs qu'on pouvait attendre. D'autre part, il semble exister d'autres causes économiques à l'éviction des travailleurs âgés : nécessité d'une "soupape d'échappement" pour préserver les contrats de long terme ; changement organisationnel et technologique. L'articulation entre demande de travailleurs âgés et politiques publiques s'avère subtile. Les cessations anticipées d'activité peuvent être, pour partie au moins, la réponse au besoin de préserver des équilibres de long terme efficaces ; elles peuvent avoir en retour des effets sur les choix technologiques et organisationnels effectués.

### **Eclairages pour une politique de l'emploi des seniors**

Dans quelle mesure ces analyses du développement du faible emploi des travailleurs âgés en France éclairent-elles les pistes d'intervention en faveur de l'emploi des seniors, telles qu'elles ont été dégagées en introduction sur la base de rapports récents ?

La réduction des incitations aux cessations anticipées d'activité et au départ en retraite à 60 ans est au coeur des propositions des rapports, et a été entérinée par la réforme des retraites de 2003. Sans doute s'agit-il, comme la première partie l'a suggéré, d'un point de passage obligé. Mais nos résultats incitent à ne pas sous-estimer les résistances à un tel changement. Ces résistances probables semblent devoir se comprendre moins comme des effets retardés des cessations anticipées d'ac-

tivité (phénomène d'hystérèse) que comme le fait que l'utilisation de ces dispositifs fait système avec d'autres pratiques des entreprises. Les cessations anticipées d'activité prennent ainsi une place dominante dans les ajustements de main-d'oeuvre des entreprises ; elles accompagnent également les changements organisationnels et technologiques. Il est difficile d'évaluer dans quelle mesure le choc important que constitue la réforme des retraites de 2003 peut entraîner une modification de ce système de pratiques. Il semble en tout cas que des mesures parallèles peuvent favoriser le changement. La première mesure s'inscrit dans une vaste réflexion sur la refonte de la protection de l'emploi en France. Les préretraites d'un côté, les contrats à durée déterminée de l'autre sont des indications de pressions fortes sur la relation d'emploi. Comment préserver les avantages de relations d'emploi de long terme sans faire reporter tous les ajustements sur les marges du marché du travail ? La seconde mesure concerne l'accompagnement du changement organisationnel et technologique des entreprises.<sup>32</sup> Même si nos résultats ne permettent pas de rentrer dans des analyses aussi fines, ils sont compatibles avec l'idée que les entreprises peuvent choisir des formes d'organisation et des technologies plus ou moins favorables à l'emploi des travailleurs âgés. Il convient alors de leur donner les moyens de choix adaptés à l'emploi des seniors, en diffusant l'information et en mutualisant l'expertise, par les services de l'Etat ou les partenaires sociaux.

La formation tout au long de la vie semble un objectif indiscutable, pour des raisons éthiques autant qu'économiques. Pour autant, les résultats empiriques sur l'accès à la formation continue incitent à se demander si la focalisation sur ce thème n'a pas été excessive. Dans bien des entreprises, la formation continue à tout âge est une réalité, et les analyses statistiques sur les vingt dernières années montrent une progression considérable de l'accès à la formation continue qui bénéficie également aux seniors. En outre, les entreprises qui se modernisent tendent à former davantage tous leurs salariés, sans distinction d'âge. Même si la vigilance des partenaires sociaux et de l'Etat en ce domaine est souhaitable, il semble donc que l'intérêt bien compris de l'employeur et du salarié soit suffisant pour préserver les travailleurs âgés d'un piège à faible formation.

Une limite de nos résultats est qu'ils n'abordent guère la question de la discrimi-

---

<sup>32</sup>Ce point rejoint la cinquième orientation proposée par les rapports discutés en introduction.

nation selon l'âge. Par ailleurs, ils n'éclairent que partiellement celle des politiques actives de l'emploi. Au détour de l'étude de la contribution Delalande, les effets des contrats aidés (Contrats de retour à l'emploi et Contrats initiative emploi) sur l'emploi des travailleurs âgés sont apparus faibles. Ce résultat pose la question d'éventuels effets d'aubaine, mais reste à confirmer.

Enfin, les résultats sur la contribution Delalande, même s'ils sont à prendre avec prudence, suggèrent qu'un tel dispositif ciblé est intéressant et peut servir de base de réflexion pour des évolutions de la protection de l'emploi en France. En revanche, les conditions de son efficacité semblent ne pas avoir été réunies pour les travailleurs âgés en France ; son assouplissement décidé en août 2003 pourrait donc avoir des effets relativement secondaires.

L'étude de la demande de travailleurs âgés est récente ; beaucoup reste à faire. Des prolongements souhaitables ont été évoqués dans chacune des parties concernées, sur lesquels on ne revient pas ici.

Deux thèmes semblent cependant mériter une attention particulière. Le problème du retour à l'emploi des chômeurs âgés est resté peu étudié. Or il pourrait bien devenir, si les départs anticipés se résorbent, le problème principal de l'emploi après 50 ans. Pourtant, diverses mesures ont été mises en place selon des critères d'âge. Leur efficacité est mal connue. L'étude des effets du ciblage des contrats aidés (Contrats initiative emploi) sur le retour à l'emploi des chômeurs de plus de 50 ans semble ainsi mériter une attention prioritaire.

D'autre part, les conditions d'adoption du changement organisationnel et technologique sont méconnues. Or c'est peut-être là que se joue l'orientation d'un changement plus ou moins favorable aux travailleurs âgés. Les problèmes de causalité que ces questions soulèvent sont complexes, notamment pour les applications empiriques. Néanmoins, des données plus précises et répétées deviennent petit à petit disponibles. Mieux comprendre les choix des entreprises, vraisemblablement hétérogènes, serait peut-être une preuve supplémentaire d'un résultat qui transparaît en filigrane au terme de ce parcours : le faible emploi des travailleurs âgés en France n'est pas une fatalité.



# Bibliographie

- [1] J. Abowd, P. Corbel, et F. Kramarz. The entry and exit of workers and the growth of employment. *Review of Economics and Statistics*, 81(2) :170–187, 1999.
- [2] J. Abowd et F. Kramarz. The costs of hiring and separation. *Labour Economics*, 10(5) :499–530, 2003.
- [3] K. Abraham et J. Medoff. Experience, performance and earnings. *Quarterly Journal of Economics*, 95 :703–736, 1980.
- [4] K. Abraham et J. Medoff. Are those paid more really more productive ? : The case of experience. *Journal of Human Resources*, 16 :186–216, 1981.
- [5] D. Acemoglu. Technical change, inequality and the labor market. *Journal of Economic Literature*, 40 :7–72, 2002.
- [6] D. Acemoglu et J.-S. Pischke. Beyond Becker : Training in imperfect labour markets. *Economic Journal*, 109(453) :F112–142, 1999.
- [7] S. Adjerad. Politique publique de l’emploi : Le défi des seniors. *Premières Informations et Premières Synthèses*, (40-2), 2003.
- [8] F. Alexandre-Bailly, J. Gautié, A. Guillemard, et A. Jolivet. Gestion des âges et rapports intergénérationnels dans les grandes entreprises : études de cas. *Rapport CGP-Dares-Ministère de la recherche (ACI-Travail)*, juin 2004.
- [9] G. J. Altonji et N. Williams. Do wages rise with seniority ? a reassessment. *NBER working paper*, 6010 :1–46, 1997.
- [10] D. Anglaret. Bilan des préretraites et des mesures en faveur des chômeurs âgés en 2000. *Premières Informations et Premières Synthèses*, (5.1), 2002.

- [11] D. Anglaret. Poursuite de la baisse des préretraites en 2002. *Premières Informations et Premières Synthèses*, (04.1), 2004.
- [12] K. Ariga, G. Brunello, et Y. Ohkusha. *Internal Labour Markets in Japan*. Cambridge University Press, 2000.
- [13] P. Aubert. Les quinquagénaires dans l'emploi salarié du privé. *Economie et statistique*, (366) :65–94, 2003.
- [14] P. Aubert, E. Caroli, et M. Roger. New technologies, workplace organisation and the age structure of the workforce : Firm-level evidence. *mimeo LEA-INRA*, 2004.
- [15] P. Aubert et B. Crépon. La productivité des salariés âgés : Une tentative d'estimation. *Economie et statistique*, (366) :95–119, 2003.
- [16] D. H. Autor et L. F. Katz. Changes in the wage structure and earnings inequality. In O. Ashenfelter et D. Card, editors, *Handbook of Labor Economics*, pages 1463–1555. Elsevier, Amsterdam, 1999.
- [17] M. N. Baily. Wages and employment under uncertain demand. *Review of economic studies*, 56 :37–50, 1974.
- [18] G. Baker et B. Holmstrom. Internal labor markets : Too many theories, too few facts. *American Economic Review*, 85(2) :255–259, 1995.
- [19] J. Barbier et J. Gauthié, editors. *Les Politiques de L'emploi En Europe et Aux Etats-Unis*. PUF, Paris, 1998.
- [20] A. P. Bartel et N. Sicherman. Technological change and retirement decisions of older workers. *Journal of Labor Economics*, 11(1) :162–183, 1993.
- [21] E. Battistin et E. Rettore. Another look et the regression discontinuity design. *Document de travail du Cemmap*, (0103), 2003.
- [22] J. Beffa, R. Boyer, et J. Touffut. Les relations salariales en france : Etat, entreprises, marchés financiers. *Notes de la fondation Saint-Simon*, (107), 1999.
- [23] L. Behaghel. Is there a trap with low employment and low training for older workers in France? *Document de travail du Centre d'études de l'emploi*, (16), 2002.

- [24] L. Behaghel. Insécurité de l'emploi : Le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France? *Economie et statistique*, 366 :3–23, 2003.
- [25] L. Behaghel, B. Crépon, et B. Sédillot. Contribution Delalande et transitions sur le marché du travail. *Mimeo CREST*, 2004.
- [26] G. Bellettini et G. Ottaviano. Special interests and technological change. *Review of Economic Studies*, 2004. A paraître.
- [27] Y. Ben-Porath. The production of human capital and the life-cycle of earnings. *Journal of Political Economy*, 75(4) :325–365, 1967.
- [28] M. Bertrand. From the invisible handshake to invisible hand? how import competition changes the employment relationship. *Document de travail du NBER*, (6900), 1999.
- [29] O. Blanchard et P. Diamond. The aggregate matching function. In P. Diamond, editor, *Productivity, Growth and Unemployment*, pages 159–201, Cambridge MA, 1990. MIT Press.
- [30] O. Blanchard et A. Landier. The perverse effects of partial labor market reform : Fixed duration contracts in France. *Economic Journal*, 112 :F214–244, 2002.
- [31] O. Blanchard et J. Tirole. *Protection de L'emploi et Procédures de Licenciement*. Rapport Au Conseil D'analyse Économique. La documentation française, Paris, 2003.
- [32] C. Blanchet et P. Marioni. L'activité après 55 ans : évolutions récentes et éléments de perspective. *Economie et statistique*, (300) :105–119, 1996.
- [33] S. Blöndal et S. Scarpetta. Early retirement in OECD countries : The role of social security systems. *OECD Economic Studies*, (29) :7–54, 1997.
- [34] S. Blöndal et S. Scarpetta. The retirement behavior in OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, (202), 1998.
- [35] R. Blundell et R. Smith. An exogeneity test for the simultaneous equation tobit model. *Econometrica*, 54 :679–685., 1986.
- [36] A. Bommier, T. Magnac, et M. Roger. Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques. *Revue française d'économie*, 16(1) :79–124, 2001.

- [37] A. Bommier, T. Magnac, et M. Roger. Le marché du travail à l'approche de la retraite entre 1982 et 1999, évolutions et évaluations. *Revue française d'économie*, 18(1) :24–82, 2003.
- [38] L. Borghans et B. Ter Weel. Do older workers have more troubles using a computer than younger workers? In A. De Grip, J. Van Loo, et K. Mayhew, editors, *The Economics of Skills Obsolescence : Theoretical Innovations and Empirical Applications*, volume 21 of *Research in Labor Economics*, pages 139–173. 2002.
- [39] T. Bresnahan, E. Brynjolfsson, et L. Hitt. Information technology, workplace organization and the demand for skilled-labor : Firm-level evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 117(1) :339–376, 2002.
- [40] C. Bull. Implicit contracts in the absence of enforcement and risk aversion. *American Economic Review*, 73(4) :658–671, 1983.
- [41] C. Bull. The existence of self-enforcing implicit contracts. *Quarterly Journal of Economics*, 102(1) :147–159, 1987.
- [42] C. Burricand et N. Roth. Les parcours de fin de carrière des générations 1912-1941 : L'impact du cadre institutionnel. *Economie et statistique*, (335) :63–79, 2000.
- [43] P. Cahuc. Pour une meilleure protection de l'emploi. *Rapport à la Chambre de commerce et d'industrie de Paris*, 2003.
- [44] P. Cahuc et F. Malherbet. Unemployment compensation finance and labor market rigidity. *Journal of Public Economics*, 88(3-4) :481–501, 2004.
- [45] P. Cahuc et F. Postel-Vinay. Temporary jobs, employment protection and labor market performance. *Labour Economics*, 9 :63–91, 2002.
- [46] P. Cahuc et A. Zylberberg. Que reste-t-il de la théorie du salaire d'efficience? *Revue économique*, (38) :385–397, 1994.
- [47] P. Cahuc et A. Zylberberg. Job protection, minimum wage and unemployment. *Document de travail du CREST*, (38), 1999.
- [48] P. Cahuc et A. Zylberberg. *Le Marché Du Travail*. De Boeck, Bruxelles, 2001.

- [49] E. Canton, H. de Groot, et R. Nahuis. Vested interests, population ageing and technology adoption. *European Journal of Political Economy*, 18(4) :631–652, 2002.
- [50] H. Carmichael et W. MacLeod. Multiskilling, technical change and the japanese firm. *Economic Journal*, 103 :142–160, 1993.
- [51] E. Caroli. Flexibilité interne versus flexibilité externe du travail : Quels enseignements peut-on tirer de l’approche de la firme en termes de compétences ? *Document de travail LEA-INRA*, 00-10, 2000.
- [52] E. Caroli. New technologies, organizational change and the skill bias : What do we know ? In P. P. et L. Soete, editors, *Technology and the Future of European Employment*, pages 259–292. Edward Elgar, Cheltenham, UK, 2001.
- [53] E. Caroli et J. Van Reenen. Skill-biased organizational change ? evidence from a panel of British and French establishments. *Quarterly Journal of Economics*, 116(4) :1449–92, 2001.
- [54] J.-M. Charpin. *L’avenir de Nos Retraites*. Rapport Au Premier Ministre. La documentation française, Paris, 1999.
- [55] L. Chennells et J. Van Reenen. Has technology hurt less skilled workers ? an econometric study of the effects of technical change on the structure of pay and jobs. In Y. L’Horty, N. Greenan, et J. Mairesse, editors, *Productivity, Inequality and the Digital Economy*. MIT Press, Boston, 2002.
- [56] COR. *Retraites : Renouveler Le Contrat Social Entre Les Générations - Orientations et Débats*. Premier Rapport Du Conseil D’orientation Des Retraites. La documentation française, Paris, 2001.
- [57] COR. *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, 2004.
- [58] DARES. *40 Ans de Politique de L’emploi*. La documentation française, Paris, 1996.
- [59] F. de Coninck. Evolutions post-tayloriennes et nouveaux clivages sociaux. *Travail et emploi*, (49), 1991.

- [60] E. Delame et F. Kramarz. Entreprises et formation continue. *Economie et prévision*, 127(1) :63–82, 1997.
- [61] V. Delteil et D. Redor. L’emploi des salariés de plus de 55 ans en Europe du Nord. *Rapport à la DARES*, 2003.
- [62] V. Devillechabrolle. Moins de préretraites mais plus de quinquagénaires malades ou inaptes. *Liaisons Sociales Magazine*, pages 22–24, janvier 2004.
- [63] M. Diaye, N. Greenan, C. Minni, et S. Rosa Marques. Renouvellement des générations, asymétrie de position et dynamique technologique des entreprises. *Mimeo*, 2004.
- [64] J. E. DiNardo et P. Beaudry. Implicit contracts and the movement of wages over the business cycle. *Journal of Political Economy*, pages 665–688, 1991.
- [65] T. A. DiPrete, D. Goux, et E. Maurin. Internal labor markets and earning trajectories in the post fordist economy : An analysis of recent trends. *Social Science Research*, 31 :175–202, 2002.
- [66] P. B. Doeringer et M. Piore. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Heath, Lexington MA, 1971.
- [67] R. Duval. The retirement effects of old-age pension systems and other social transfer programmes in OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, (370), 2003.
- [68] G. Esping-Andersen. *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton University Press, Princeton, NJ, 1990.
- [69] G. Esping-Andersen et H. Sonnberger. The demographics of age in the labor market management. In J. Myles et J. Quadagno, editors, *States, Labor Markets and the Future of Old-Age Policy*, pages 227–249. Temple University Press, Philadelphie, 1991.
- [70] D. Fougère et T. Kamionka. Un modèle markovien du marché du travail. *Annales d’Economie et de Statistique*, (27) :149–188, 1992.
- [71] D. Fougère et D. Margolis. Moduler les cotisation employeurs à l’assurance chômage : Les expériences de bonus-malus aux Etats-Unis. *Revue française d’économie*, 15 :3–76, 2000.

- [72] L. Friedberg. The impact of technological change on older workers : Evidence from data on computer use. *Industrial and Labor Relations Review*, 56(3) :511–529, 2003.
- [73] L. Friedberg et M. Owyang. Explaining the evolution of pension structure and job tenure. *Document de travail de la Banque Fédérale de Saint Louis*, (022A), 2002.
- [74] L. Friedberg, M. Owyang, et T. Sinclair. Searching for better prospects : Endogeneizing falling job tenure and private pension coverage. *Mimeo Université de Virginie*, (028B), 2004.
- [75] P. Gassman. Pour la suppression de la contribution delalande. Rapport à la Chambre de commerce et d’industrie de Paris (CCIP), adopté par l’Assemblée générale du 12 avril 2001.
- [76] A. Gauron. *Formation Tout Au Long de la Vie*. Rapport Au Conseil d’Analyse Economique. La documentation française, Paris, 2000.
- [77] J. Gautié. Les travailleurs âgés face à l’emploi. *Economie et statistique*, (366) :33–42, 2004a.
- [78] J. Gautié. Les marchés internes du travail, l’emploi et les salaires. *Revue Française d’Economie*, 18(4) :33–63, 2004b.
- [79] R. Gibbons et M. Waldman. Careers in organizations : Theory and evidence. In O. Ashenfelter et D. Card, editors, *Handbook of Labor Economics*, pages 2373–2430. Elsevier, 1999.
- [80] P. Givord et E. Maurin. Changes in job security and their causes : An empirical analysis for France. *European Economic Review*, 48(3) :595–617, 2004.
- [81] J. Gokhale, E. Groshen, et A. Neumark. Do hostile takeovers reduce extramarginal wage payments? *Review of Economics and Statistics*, 77(3) :470–485, 1995.
- [82] D. Goux, E. Maurin, et M. Pauchet. Fixed-term contracts and the dynamics of labour demand. *European Economic Review*, 45(3) :533–552, 2001.
- [83] N. Greenan. *Changements Organisationnels et Performances Économiques : Théories, Mesures et Tests*. Thèse de l’Ecole des hautes études en sciences sociales, 2001.

- [84] N. Greenan et J. Mairesse. Comment les nouvelles pratiques organisationnelles façonnent-elles les emplois de production ? résultats d'une enquête auprès d'employeurs et d'employés de l'industrie française. *Document de travail du Centre d'études de l'emploi*, (28), 2003.
- [85] N. Greenan et E. Walkowiak. Informatisation, organisation du travail et interactions sociales. *Document de travail du Centre d'études de l'emploi*, (31), 2004.
- [86] Z. Griliches et J. Mairesse. Production functions : The search for identification. *Document de travail du CREST*, (9730), 1997.
- [87] A.-M. Guillemard. *L'âge de L'emploi*. Armand Collin, Paris, 2003.
- [88] J. Hahn, W. Van der Klauw, et P. Todd. Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica*, 69(1) :201–209, 2001.
- [89] R. E. Hall et E. P. Lazear. The excess sensitivity of layoffs and quits to demand. *Journal of Labor Economics*, 2(2) :233–257, 1984.
- [90] M. Hashimoto. Firm-specific capital as a shared investment. *American Economic Review*, 71(3) :475–82, 1981.
- [91] J. Heckman. Policies to foster human capital. *NBER Working Paper*, (7728), 1999.
- [92] J. Heckman, P. Lalonde, et J. Smith. The economics and econometrics of active labor market programs. In O. Ashenfelter et D. Card, editors, *Handbook of Labor Economics*, pages 1865–2097, Amsterdam, 1999. Elsevier.
- [93] B. Holmstrom. Contractual models of the labor market. *American Economic Review*, 71(2) :308–313, 1981.
- [94] A. Hosios. On the efficiency of matching and related models of search and unemployment. *Review of Economic Studies*, 57 :279–298, 1990.
- [95] R. Hutchens. Delayed payment contracts and a firm's propensity to hire older workers. *Journal of Labor Economics*, 4(4), 1986.
- [96] R. Hutchens. Seniority, wages and productivity : A turbulent decade. *Journal of Economic Perspectives*, 3(4) :49–64, 1989.

- [97] T. Idson et R. Valletta. Seniority, sectoral decline and employee retention : An analysis of layoff unemployment spells. *Journal of Labor Economics*, 14(4) :654–676, 1996.
- [98] A. Jolivet. *Entreprise et Gestion de la Main-D'oeuvre Vieillissante : Organisation, Discrimination*. Thèse de l'Université de Paris I, 1999.
- [99] A. Jolivet, A. Molinié, et S. Volkoff. Efficaces à tout âge? vieillissement démographique et activités de travail. *Dossier du Centre d'études de l'emploi*, (16), 2000.
- [100] G. Jolivet, F. Postel-Vinay, et J.-M. Robin. The empirical content of the job search model : Labor mobility and wage distributions in Europe and the United States. *Mimeo CREST*, 2004.
- [101] L. Katz et K. Murphy. Changes in relative wages, 1963-1987 : Supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics*, 107 :35–78, 1992.
- [102] A. Krueger. How computers have changed the wage structure : Evidence from micro-data, 1984-1989. *Quarterly Journal of Economics*, 108 :33–60, 1993.
- [103] F. Lainé. La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS. *Documents d'études de la DARES*, (66), 2003a.
- [104] F. Lainé. Les seniors et la formation continue. *Premières Informations et Premières Synthèses*, (12-1), 2003b.
- [105] E. Lazear. Why is there mandatory retirement? *Journal of Political Economy*, 87 :1261–1284, 1979.
- [106] E. Lazear. Severance pay, pensions and efficient mobility. *Document de travail du NBER*, (854), 1982a.
- [107] E. Lazear. Pensions as severance pay. *Document de travail du NBER*, (944), 1982b.
- [108] E. Lazear. Retirement from the labor force. In O. Ashenfelter et R. Layard, editors, *Handbook of Labor Economics*, pages 305–355, New York, 1986. Elsevier.
- [109] E. P. Lazear. Economic imperialism. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1) :99–146, 2000.

- [110] M. Le Roux et B. Lutinier. Les mouvements de main-d'oeuvre au troisième trimestre 2003 : Rotation du personnel en net repli. *Premières Informations et Premières Synthèses*, (20-2), 2004.
- [111] E. Leuven. *Studies in the Economics of Training*. PhD thesis, Amsterdam University, 2001.
- [112] G. MacDonald et M. Weisbach. The economics of has-beens. *Document de travail du NBER*, (8464), 2001.
- [113] J. Malcomson. Work incentives, hierarchy and internal labor market. *Journal of Political Economy*, 92 :486–507, 1984.
- [114] J. M. Malcomson. Individual employment contracts. In O. Ashenfelter et D. Card, editors, *Handbook of Labor Economics*, pages 2291–2372. Elsevier, 1999.
- [115] O. Marchand et X. Thelot. *Le Travail En France, 1800-2000*. Nathan, Paris, 1997.
- [116] P. Milgrom et J. Roberts. Bargaining costs, influence costs, and the organization of economic activity. In J. Alt et K. Shepsle, editors, *Perspectives on Positive Political Economy*, pages 57–89, Cambridge, 1990. Cambridge University Press.
- [117] J. Mincer. Human capital responses to technological change in the labor market. *Document de travail du NBER*, (3207), 1988.
- [118] F. Moatty. Société de l'information, renouvellement des générations et précarité. *Quatre Pages du Centre d'études de l'emploi*, (32), 1999.
- [119] O. Monso et M. Tomasini. Le vieillissement dans les entreprises : Faire face aux innovations technologiques. *Premières Informations et Premières Synthèses*, (09.2), 2003.
- [120] C. Moriguchi. Implicit contracts, the Great Depression, and institutional change : The evolution of employment relations in U.S. and Japanese manufacturing firms, 1910-1940. *Mimeo Université de Northwestern*, 2001.
- [121] C. Moriguchi. Implicit contracts, the Great Depression, and institutional change : A comparative analysis of U.S. and Japanese employment relations, 1920-1940. *Document de travail du NBER*, (9559), 2003a.

- [122] C. Moriguchi. Did American welfare capitalists breach their implicit contracts? preliminary findings from company-level data, 1920-1940. *Document de travail du NBER*, (9868), 2003b.
- [123] D. Mortensen et C. Pissarides. Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *Review of Economic Studies*, 61(23) :397–415, 1994.
- [124] D. Mortensen et C. Pissarides. Unemployment responses to ‘skill-biased’ technology shocks : The role of labour market policy. *Economic Journal*, 109(455) :242–265, 1999.
- [125] D. Neumark. Age discrimination legislation in the United States. *Document de travail du NBER*, (8152), 2001.
- [126] OCDE. *Regards sur l’éducation*. Paris, 1997.
- [127] OECD. *Employment Outlook*. Paris, 1999.
- [128] J. Pisani-Ferry. *Plein Emploi*. Rapport Au Conseil d’Analyse Economique. La documentation française, Paris, 2001.
- [129] C. Pissarides. *Equilibrium Unemployment Theory*. MIT Press, Cambridge MA, 2nd edition, 2000.
- [130] C. A. Pissarides. Consumption and savings with unemployment risk : Implications for optimal employment contracts. *Mimeo LSE*, 2002.
- [131] F. Postel-Vinay. Evolution du risque de perte d’emploi : Changements structurels ou changements institutionnels? *Economie et statistique*, 366 :24–29, 2003.
- [132] B. Quintreau. *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.
- [133] D. Rivers et Q. Vuong. Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models. *Journal of Econometrics*, 39 :347–366., 1988.
- [134] G. Rocheteau. Balanced-budget rules and indeterminacy of the equilibrium unemployment rate. *Oxford Economic Papers*, 51 :399–409, 1999.
- [135] C. Ruhm. Bridge jobs and partial retirement. *Journal of Labor Economics*, 8(4) :482–501, 1990.

- [136] Sénat. Rapport au nom de la commission des affaires sociales sur la proposition de loi, adoptée par l'Assemblée nationale, tendant à limiter les licenciements des salariés de plus de cinquante ans, par monsieur Louis Souvet. 1999. Annexe au procès-verbal de la séance du 26 janvier 1999.
- [137] C. Shapiro et J. E. Stiglitz. Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review*, 74 :433–444, 1984.
- [138] A. Shleifer et L. H. Summers. Breach of trust in hostile takeovers. *NBER Working Papers*, 2342 :1–38, 1988.
- [139] A. Supiot. *Le Droit Du Travail*. Presses universitaires de France, Paris, 2004.
- [140] D. Taddei. *Retraites Choisies et Progressives*. Rapport Au Conseil d'Analyse Economique. La documentation française, Paris, 2000.
- [141] R. H. Topel. Specific capital, mobility and wages : Wages rise with seniority. *Journal of Political Economy*, 99 :145–176, February 1991.
- [142] R. Valletta. Declining job security. *Journal of Labor Economics*, 4(17) :S170–197, 1999.
- [143] C. Zaidman, O. Mahrez, L. Olier, B. Salzmann, et A. Savary. *Les Dispositifs de Cessation D'activité. Etat Des Lieux et Évolutions Souhaitables*. Document d'étude pour le rapport Taddei. Disponible à l'adresse [www.cor-retraites.fr](http://www.cor-retraites.fr), 1999.
- [144] P. Zamora. Changements organisationnels, technologiques et pratiques de formation dans les entreprises industrielles. *Mimeo DARES*, 2003.