

DOCUMENT DE TRAVAIL

INSÉCURITÉ DE L'EMPLOI :  
LE RÔLE PROTECTEUR DE L'ANCIENNETÉ  
A-T-IL BAISSÉ EN FRANCE ?

LUC BEHAGHEL

**N° 24**

avril 2003

**CENTRE  
D'ETUDES  
DE L'EMPLOI**

«LE DESCARTES I»  
29, PROMENADE MICHEL SIMON  
93166 NOISY-LE-GRAND CEDEX  
TÉL. 01 45 92 68 00 FAX 01 49 31 02 44  
MÉL. [cee@cee.enpc.fr](mailto:cee@cee.enpc.fr)  
<http://www.cee-recherche.fr>

# **Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ?**

LUC BEHAGHEL

[luc.behaghel@mail.enpc.fr](mailto:luc.behaghel@mail.enpc.fr)

*Centre d'études de l'emploi*

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 24

avril 2003

ISSN 1629-7997  
ISBN 2-11-088619-6

# **Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ?**

Luc Behaghel

## **Résumé**

L'insécurité de l'emploi, mesurée par le taux de transition annuel de l'emploi vers le non emploi, a considérablement augmenté entre 1975 et 2000 en France. Mais, contrairement à ce qui a été observé aux États-Unis, les salariés anciens d'âge médian ont été remarquablement épargnés. La hausse de l'insécurité s'est concentrée sur les salariés de moins de dix ans d'ancienneté et sur les salariés de plus de 55 ans. Ces faits stylisés ne peuvent s'interpréter uniquement par des chocs technologiques, par la hausse de l'incertitude ou par l'évolution de la protection de l'emploi. L'hypothèse d'un déclin des contrats de long terme, sans rupture des contrats existants, est compatible avec les principaux faits observés ; elle permet en particulier d'interpréter la différence constatée avec les États-Unis et offre une piste d'explication du maintien des préretraites, malgré les nombreuses critiques dont elles ont été l'objet sur la période.

**Mots-clefs :** insécurité de l'emploi, ancienneté, salariés âgés, préretraites.

## ***Seniority as a Shield against Job Insecurity: a Declining Impact since the mid-1970s in the French Economy?***

### ***Abstract***

*Job insecurity, as measured by transitions out from employment, dramatically increased in France between 1975 and 2000. However, in sharp contrast with what was observed in the United States, medium-age high-tenure workers remained safe from this rise in job insecurity. The rise affected workers with less than ten years of tenure and workers older than 55. These stylized facts cannot be explained merely by technological shocks, a rise in overall uncertainty or changes in employment protection. The hypothesis of a decline of long-term contracts, with no betrayal of existing contracts, is consistent with most of the observed facts. It helps explain the difference with the United States and offers some insight upon the reasons why pre-retirement schemes were maintained although they were heavily criticized over the period.*

**Key words:** *older workers, job insecurity, seniority, pre-retirement.*

Classification JEL : J14, J26, J63, J64, J65.

## INTRODUCTION<sup>1</sup>

Des années 1980 au début des années 1990, les États-Unis ont connu une forte hausse de l'insécurité de l'emploi des salariés anciens dans leur entreprise. Entre 1976 et 1992, le rôle protecteur de l'ancienneté<sup>2</sup> face au risque de départ involontaire de l'emploi aurait baissé en moyenne de 60 %, et cela rendrait compte de l'essentiel de la hausse de l'insécurité constatée sur la période aux États-Unis (Valletta, 1999). Cette baisse du rôle protecteur de l'ancienneté peut s'expliquer, au moins en partie, par la rupture de contrats implicites de long terme qui liaient certains salariés à leur employeur : aux États-Unis, de telles ruptures ont été mises en évidence dans les secteurs industriels en déclin ou dans les entreprises changeant de direction à la suite d'une prise de contrôle hostile (OPA) (cf. annexe 1).

Le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il aussi baissé en France ? Plusieurs études ont montré la hausse de l'insécurité parmi les salariés récents dans leur emploi, et établi le lien avec le développement des contrats à durée déterminée (Cahuc, Postel-Vinay, 2002 ; Goux *et alii*, 2001 ; Blanchard, Landier, 2000). Des travaux plus récents montrent que cette insécurité croissante touche aussi les salariés de plus d'un an d'ancienneté (Germe, 2003 ; Givord, Maurin, 2003). Cependant, on constate aussi que la part de salariés atteignant trente ans d'ancienneté a crû entre 1982-85 et 1998-2001, passant de 1,8 % à 2,5 % parmi les actifs de plus de trente ans de carrière, ce qui est compatible avec un maintien du rôle protecteur de l'ancienneté (Amossé, 2002).

L'étude sur longue période (1975-2000) du profil d'insécurité de l'emploi selon l'ancienneté permet de concilier ces résultats et d'engager la comparaison avec les États-Unis. On montre d'abord que, contrairement au marché américain, la hausse globale de l'insécurité s'est accompagnée d'un remarquable *maintien* du rôle protecteur de l'ancienneté pour les salariés d'âge médian. Cela contraste avec la forte hausse des transitions vers le non emploi pour les salariés anciens de moins de cinq ans ou âgés de plus de 55 ans. Ces faits stylisés sont ensuite confrontés aux différentes explications théoriques de la hausse de l'insécurité de l'emploi. L'hypothèse d'un déclin des contrats de long terme, sans rupture des contrats existants contrairement aux États-Unis, constitue le scénario le plus directement compatible avec les évolutions observées.

## 1. HAUSSE DE L'INSÉCURITÉ ET MAINTIEN DU RÔLE PROTECTEUR DE L'ANCIENNETÉ

La figure 1 oppose d'emblée le cas de la France au cas américain. Elle reporte l'évolution entre 1975 et 2000 de l'insécurité de l'emploi pour les hommes salariés de 30 à 49 ans, en fonction de leur ancienneté dans l'entreprise. L'insécurité de l'emploi est approximée ici par

---

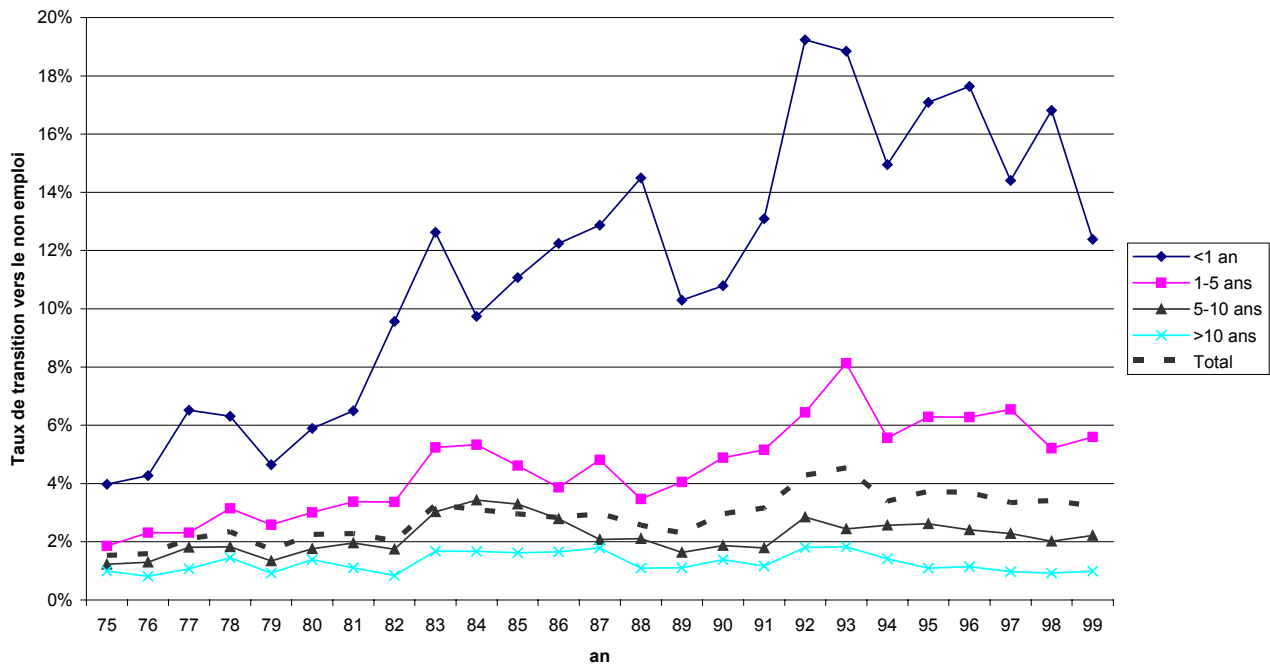
<sup>1</sup> Je remercie tout particulièrement Jérôme Gautié, Marc Gurgand et Myriam Campinos pour leurs conseils, ainsi que les participants au séminaire OEP de l'Université de Marne-la-Vallée, et Irène Fournier (Lasmas) pour l'accès aux données de l'enquête « emploi ». Toute erreur est de ma responsabilité.

<sup>2</sup> Il s'agit toujours dans ce qui suit de l'ancienneté dans l'entreprise. L'ancienneté sur le marché du travail est plutôt appelée « expérience ». Par ailleurs, par facilité de langage et dans tout ce qui suit, on utilise le terme « rôle protecteur de l'ancienneté » sans préjuger d'une relation causale entre ancienneté et taux de perte d'emploi : il faut entendre simplement par là une relation négative entre ancienneté et risque de perte d'emploi. Enfin, pour la définition théorique et la mesure empirique de l'insécurité de l'emploi, voir annexe 2.

le taux de transition entre emploi et non emploi : l'annexe 2 discute en détail les avantages et les limites de cette mesure ; les principaux résultats sont robustes au choix d'autres indicateurs.

Au-delà des fluctuations cycliques, le risque de passer au non emploi est resté remarquablement stable pour les salariés de plus de cinq ans d'ancienneté, alors qu'il a connu une nette tendance à la hausse pour les salariés de moins d'un an et de moins de cinq ans d'ancienneté.

Figure 1. Taux de transition annuel de l'emploi vers le non emploi  
(tous 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 États-Unis, par exemple).

### 1.1. La stabilité du rôle protecteur de l'ancienneté ne tient pas à des effets de composition...

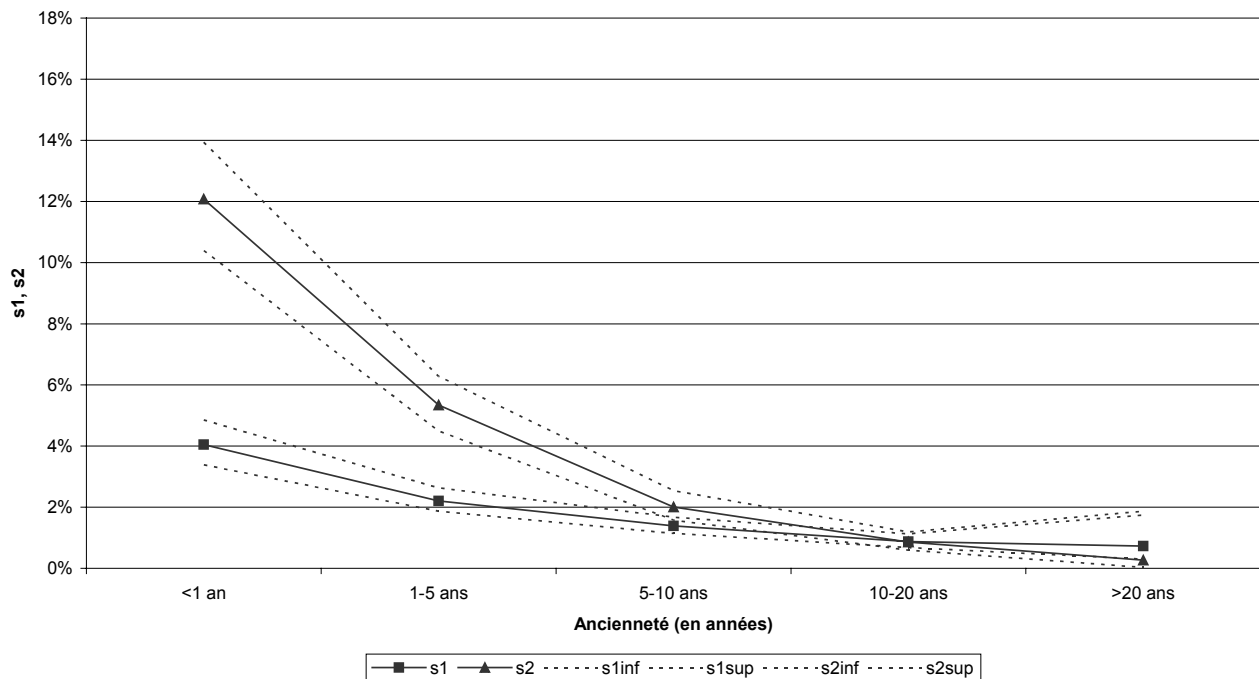
On peut s'attendre à des effets de composition dans trois dimensions en particulier : le capital humain du travailleur (niveau de formation initiale, expérience), l'activité de l'entreprise (secteur), les caractéristiques de l'emploi (catégorie socioprofessionnelle).

Avec un modèle logit, on estime les évolutions du profil à ancienneté, âge, diplôme, et catégorie socioprofessionnelle donnés (voir annexe 3). La figure 2 donne alors 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 et de catégories socioprofessionnelles était restée la même que pour les salariés de moins d'un an d'ancienneté en 1976-80. Les profils sont présentés séparément par âge car les évolutions sont fortement différentes avant et après 55 ans. Enfin, les périodes choisies correspondent à des périodes de reprise économique, afin de limiter l'impact de fluctuations cycliques sur la

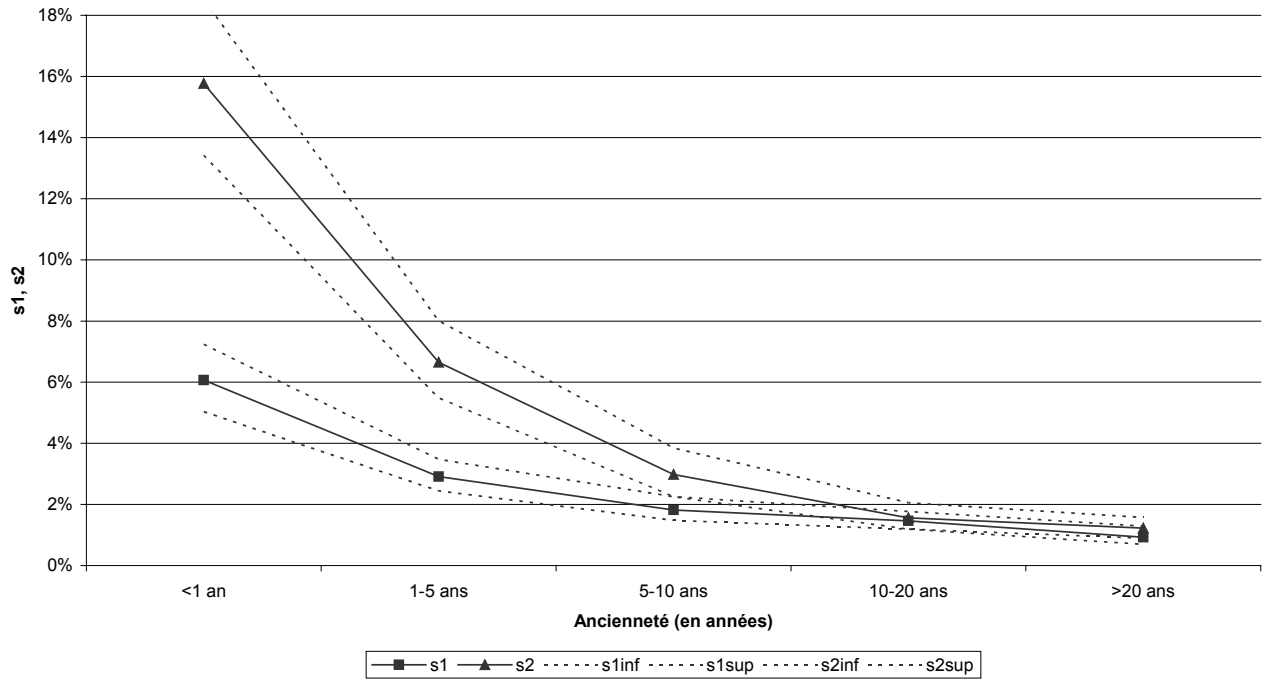
comparaison; cependant, une variable additionnelle a été ajoutée au modèle pour contrôler les effets de conjoncture : le taux de croissance du PIB réel.

Pour les salariés de 30-49 ans, les enseignements de la figure 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 cinq ans d'ancienneté, et sans doute (mais à la limite de la significativité) pour ceux de cinq à dix ans d'ancienneté. *A contrario*, l'insécurité n'a *pas* significativement augmenté pour les salariés de plus de dix ans d'ancienneté : c'est ce résultat qui tranche de façon décisive avec ce qui a été observé aux États-Unis.

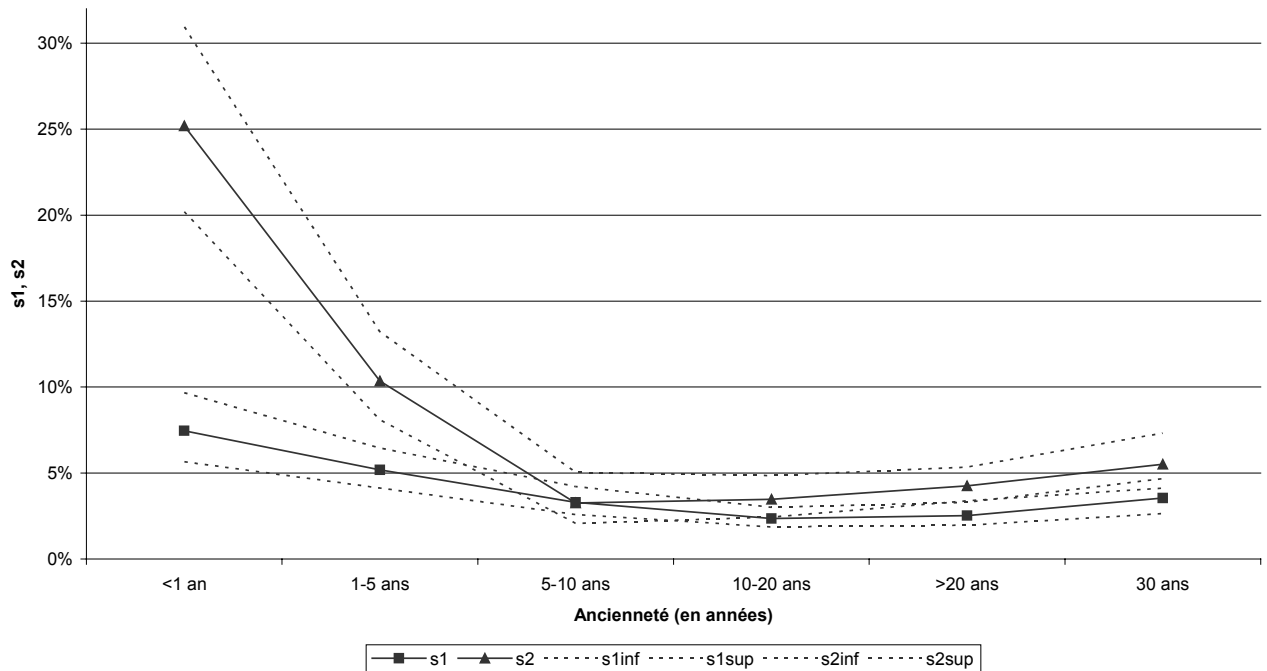
**Fig 2a. Taux de transition de l'emploi vers le non emploi prédits selon la période (1: 1976-80; 2: 1997-99) et l'ancienneté, salariés de 30-39 ans (modèle logit).**



**Fig 2b. Taux de transition de l'emploi vers le non emploi prédits selon la période (1: 1976-80; 2: 1997-99) et l'ancienneté, salariés de 40-49 ans (modèle logit).**

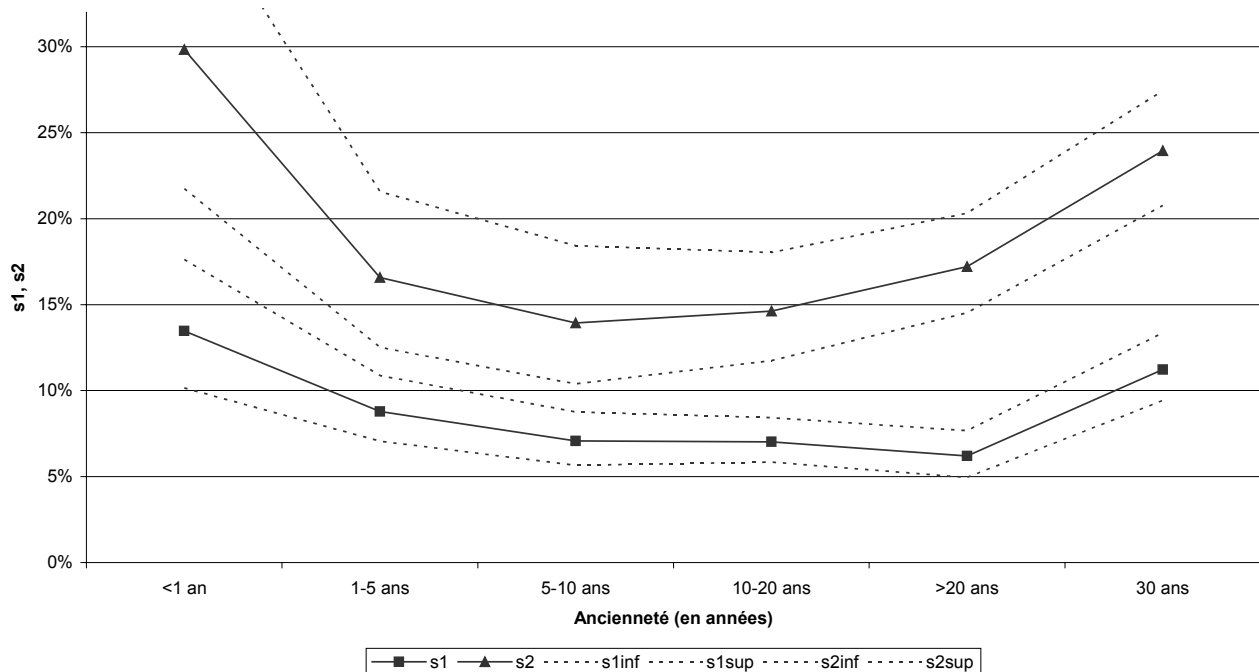


**Fig 2c. Taux de transition de l'emploi vers le non emploi prédits selon la période (1: 1976-80; 2: 1997-99) et l'ancienneté, salariés de 50-54 ans (modèle logit).**





**Fig 2d. Taux de transition de l'emploi vers le non emploi prédits selon la période (1: 1976-80; 2: 1997-99) et l'ancienneté, salariés de 55-58 ans (modèle logit).**



Pour les salariés de plus de 55 ans, la relation décroissante entre ancienneté et insécurité disparaît. Par opposition avec les classes d'âges plus jeunes, l'insécurité de l'emploi a augmenté à tous niveaux d'ancienneté, y compris pour les salariés de plus de dix ans d'ancienneté.

Les salariés de 50-54 ans présentent une évolution intermédiaire.

## 1.2. ... et est commune à la plupart des catégories de salariés

En maintenant la distinction par âges (on regroupe simplement les salariés de 30-49 ans, qui connaissent des évolutions similaires), on regarde à présent s'il y a des évolutions contrastées selon les niveaux de formation initiale, les catégories socioprofessionnelles et les secteurs.

### 1.2.1. Par catégories socioprofessionnelles

Le tableau 1 (page suivante) propose une première distinction par catégories socioprofessionnelles. La première ligne donne la hausse du taux de transition entre les périodes 1976-80 et 1997-99, en points de pourcentage ; les deux lignes suivantes indiquent les taux de transition pour ces deux périodes.

Chez les salariés de 30-49 ans, les évolutions sont qualitativement les mêmes pour chaque catégorie, même si l'ampleur des changements varie : forte hausse de l'insécurité pour les salariés de moins d'un an d'ancienneté (de + 4,4 points pour les cadres à + 15,6 points pour les ouvriers non qualifiés) ; pas de changement pour les salariés de plus de dix ans d'ancienneté (évolutions allant de - 0,3 points à + 0,3 points). Le maintien du rôle protecteur de l'ancienneté est donc confirmé dans chacune des catégories socioprofessionnelles.

Chez les salariés de 55-58 ans, la hausse des taux de transition est générale, et semble relativement indépendante de l'ancienneté. Ici encore, la distinction des différentes catégories

**Tableau 1 : Taux de transition emploi - non emploi selon l'âge et la CS (en %)**

Age / ancienneté		Cadres			Professions intermédiaires			Employés			Ouvriers qualifiés			Ouvriers non qualifiés		
		30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans
<1 an	S2-S1	<b>4,4</b>	<b>16,1</b>	<b>16,6</b>	<b>6,4</b>	<b>10,7</b>	<b>2,1</b>	<b>13,0</b>	<b>22,1</b>	<b>-0,4</b>	<b>7,1</b>	<b>12,0</b>	<b>23,2</b>	<b>15,6</b>	<b>21,7</b>	<b>20,0</b>
	S1	2,3	2,9	14,6	3,5	6,0	13,7	5,1	6,4	17,1	7,3	10,0	14,9	7,8	11,6	10,4
	S2	6,7	19,0	31,3	9,9	16,7	15,8	18,0	28,6	16,7	14,4	22,0	38,1	23,4	33,3	30,4
1-5 ans	S2-S1	<b>0,7</b>	<b>2,9</b>	<b>7,3</b>	<b>2,3</b>	<b>5,4</b>	<b>15,4</b>	<b>3,6</b>	<b>2,0</b>	<b>-1,0</b>	<b>3,8</b>	<b>1,9</b>	<b>8,9</b>	<b>6,6</b>	<b>6,3</b>	<b>9,0</b>
	S1	2,0	2,7	2,2	2,0	5,2	5,0	2,4	5,9	12,4	3,0	7,9	11,3	3,5	5,2	12,6
	S2	2,6	5,6	9,5	4,3	10,6	20,4	6,0	7,9	11,4	6,8	9,7	20,2	10,1	11,5	21,6
5-10 ans	S2-S1	<b>1,0</b>	<b>0,7</b>	<b>7,3</b>	<b>1,1</b>	<b>-1,9</b>	<b>3,2</b>	<b>0,4</b>	<b>0,6</b>	<b>4,9</b>	<b>0,2</b>	<b>0,1</b>	<b>7,6</b>	<b>0,7</b>	<b>1,0</b>	<b>3,7</b>
	S1	1,0	1,5	3,0	0,9	2,6	11,8	1,2	3,0	5,4	2,1	2,9	10,7	2,3	5,3	7,1
	S2	2,0	2,2	10,3	2,0	0,7	15,0	1,6	3,6	10,3	2,3	3,0	18,3	3,0	6,3	10,8
>10 ans	S2-S1	<b>0,1</b>	<b>1,1</b>	<b>9,4</b>	<b>0,3</b>	<b>0,4</b>	<b>13,7</b>	<b>-0,2</b>	<b>2,9</b>	<b>5,7</b>	<b>-0,3</b>	<b>0,7</b>	<b>12,4</b>	<b>0,2</b>	<b>1,2</b>	<b>9,9</b>
	S1	0,7	1,3	4,4	0,7	1,9	7,9	0,8	3,0	12,5	1,3	3,4	11,2	1,8	3,7	9,8
	S2	0,8	2,4	13,8	0,9	2,3	21,6	0,6	5,9	18,2	1,0	4,1	23,5	2,0	4,9	19,7
	Total	<b>0,7</b>	<b>1,5</b>	<b>9,2</b>	<b>1,0</b>	<b>0,7</b>	<b>12,5</b>	<b>1,3</b>	<b>3,2</b>	<b>4,7</b>	<b>1,3</b>	<b>1,5</b>	<b>11,8</b>	<b>4,4</b>	<b>4,3</b>	<b>10,0</b>
	S1	1,3	1,7	4,3	1,2	2,6	8,3	1,7	3,7	11,6	2,3	4,3	11,3	2,9	4,7	9,7
	S2	2,0	3,2	13,5	2,3	3,3	20,8	3,0	6,9	16,3	3,6	5,8	23,2	7,3	9,0	19,7

Lecture : pour chaque cellule, la première ligne (S2-S1) donne la variation entre 1976-80 et 1997-99 ; les deux lignes suivantes (S1 et S2 donnent les taux moyens pour ces deux périodes.

Source : Enquête « emploi ».

socioprofessionnelles ne modifie pas la vue d'ensemble, à l'exception des employés dont les départs de l'emploi, passé 55 ans, ont le moins augmenté (+ 4,7 points seulement).

Les principales différences concernent les salariés de 50-54 ans. Le rôle protecteur de l'ancienneté est érodé pour les employés (+ 2,9 points d'insécurité pour les employés de plus de dix ans d'ancienneté) ainsi que, dans une moindre mesure, pour les cadres et les ouvriers non qualifiés.

### 1.2.2. Par niveau de formation initiale

Le tableau 2 (page suivante) donne l'évolution des taux de transition selon trois niveaux de diplôme : au moins deux ans d'études supérieures, baccalauréat, et diplôme inférieur au baccalauréat.

Ici encore, pour les salariés de 30-49 ans, la tendance globale se retrouve dans chaque sous-catégorie, avec une amplification de la hausse de l'insécurité pour les salariés moins diplômés et de faible ancienneté. Le rôle protecteur de l'ancienneté (plus de dix ans) est remarquablement robuste.

**Tableau 2 : Taux de transition emploi - non emploi selon l'âge et le diplôme  
(en %)**

Age / ancienneté		Au moins bac+2			Bac			Moins que bac		
		30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans
<1 an	S2-S1	<b>5,0</b>	<b>22,4</b>	<b>32,0</b>	<b>9,4</b>	<b>15,1</b>	<b>-2,6</b>	<b>10,3</b>	<b>14,1</b>	<b>15,8</b>
	S1	2,7	2,1	8,0	4,5	4,2	24,0	6,3	9,4	13,1
	S2	7,7	24,4	40,0	14,0	19,2	21,4	16,5	23,5	28,9
1-5 ans	S2-S1	<b>1,9</b>	<b>2,4</b>	<b>11,1</b>	<b>2,2</b>	<b>0,8</b>	<b>12,6</b>	<b>4,0</b>	<b>4,6</b>	<b>6,7</b>
	S1	1,6	1,0	3,9	2,3	4,5	6,5	2,9	6,0	10,4
	S2	3,4	3,4	15,0	4,5	5,3	19,0	6,9	10,6	17,1
5-10 ans	S2-S1	<b>1,4</b>	<b>-1,1</b>	<b>2,7</b>	<b>0,2</b>	<b>1,2</b>	<b>7,9</b>	<b>0,5</b>	<b>-0,6</b>	<b>7,9</b>
	S1	0,6	2,6	2,3	1,4	0,7	8,1	1,8	3,8	7,8
	S2	2,0	1,5	5,0	1,6	1,9	16,0	2,3	3,1	15,7
>10 ans	S2-S1	<b>-0,2</b>	<b>0,4</b>	<b>8,2</b>	<b>0,1</b>	<b>1,3</b>	<b>7,2</b>	<b>-0,2</b>	<b>0,9</b>	<b>12,3</b>
	S1	0,8	1,3	3,3	0,4	1,1	7,3	1,3	3,2	10,4
	S2	0,6	1,7	11,5	0,6	2,4	14,5	1,1	4,1	22,6
Total	S2-S1	<b>1,1</b>	<b>1,1</b>	<b>8,6</b>	<b>0,9</b>	<b>1,7</b>	<b>7,3</b>	<b>1,5</b>	<b>1,7</b>	<b>11,5</b>
	S1	1,2	1,6	3,5	1,6	1,7	8,2	2,2	4,0	10,1
	S2	2,3	2,7	12,1	2,5	3,4	15,5	3,7	5,7	21,6

Lecture : pour chaque cellule, la première ligne (S2-S1) donne la variation entre 1976-80 et 1997-99 ; les deux lignes suivantes (S1 et S2) donnent les taux moyens pour ces deux périodes.

Source : Enquête « emploi ».

Les départs de l'emploi parmi les 55-58 ans sont globalement peu dépendants de l'ancienneté et du diplôme.

L'érosion du rôle protecteur de l'ancienneté parmi les salariés de 50-54 ans se confirme seulement pour les moins diplômés : + 1,3 et + 0,9 points respectivement pour les salariés de niveau baccalauréat ou inférieur et de plus de dix ans d'ancienneté. Pour les salariés ayant le bac ou plus, l'érosion n'est pas significative.

### **1.2.3. Par secteur d'activité**

Le tableau 3 donne les évolutions selon les secteurs d'activité de la NES16<sup>3</sup>.

Ici encore, le rôle protecteur de l'ancienneté se maintient dans l'ensemble pour les salariés de 30-49 ans. La seule exception concerne le secteur des services aux particuliers, où le taux de transition augmente de + 2,3 points pour les salariés de plus de dix ans d'ancienneté. Dans ce secteur, la hausse est du même ordre pour tous les salariés de plus d'un an d'ancienneté (+ 1 point entre un et cinq ans d'ancienneté, + 3,4 points entre cinq et dix ans), et beaucoup plus forte seulement pour les salariés de moins d'un an d'ancienneté. Il est tentant d'y voir le signe d'un fort recours à des emplois précaires de courte durée, puis d'un traitement indépendant de l'ancienneté par la suite.

Entre 30 et 49 ans toujours, en dessous de dix ans d'ancienneté, les différences d'un secteur à l'autre sont importantes. En particulier, l'importance de la hausse du recours à des contrats précaires (si on interprète ainsi la hausse des transitions vers le non emploi pour les salariés de moins d'un an d'ancienneté) a augmenté nettement dans l'automobile (+ 14,2 points), mais aussi l'agriculture, la pêche et la sylviculture (+ 17 points), le secteur de l'éducation, de la santé et du social (+ 19,9 points) et l'administration (+ 15,1 points).

Pour les 55-58 ans, on a seulement reporté l'évolution tous âges d'ancienneté confondus, les effectifs étant sinon trop petits et le tableau peu lisible. On se rappelle que l'ancienneté influe de toute façon peu sur le devenir des salariés de plus de 55 ans. On note des contrastes assez marqués entre secteurs. Dans la plupart, les taux de transition augmentent considérablement (plus de + 8 points). Cependant, certains secteurs font exception : en particulier les services aux particuliers et le secteur de l'éducation, de la santé et du social, où les évolutions sont plus faibles. Le cas de l'énergie semble particulier, et doit sans doute être lié à la conjoncture de ce secteur à la fin des années 1970. Bien sûr, l'interprétation des taux de transition vers le non emploi, passé 55 ans, est problématique (voir annexe 1) : les départs peuvent être consensuels, sous forme de préretraites et ne doivent pas toujours être interprétés comme un signe d'insécurité de l'emploi. On retient donc simplement que certains secteurs n'ont pas connu de nette augmentation des départs de leurs salariés âgés, et se distinguent là du mouvement général de cessations anticipées d'activité.

Enfin, la comparaison des taux de transition sur les tranches d'âge 50-54 ans et 55-58 ans montre une opposition entre les secteurs où la forte hausse des départs après 55 ans s'est accompagnée d'une stabilité entre 50 et 54 ans, et ceux où la hausse a été modérée mais équivalente pour les deux tranches d'âge. Les secteurs de l'industrie (particulièrement automobile), ou encore les activités financières sont dans le premier cas ; les services aux

<sup>3</sup> Suite au changement de nomenclature (passage de la NAP à la NAF), il a fallu reconstruire les secteurs d'activité pour la période 1976-80. Cela a été fait en utilisant une table de passage au niveau le plus fin des deux nomenclatures. L'exercice est nécessairement imparfait, les deux nomenclatures n'ayant pas été conçues selon la même logique. Néanmoins, au niveau d'agrégation utilisé, aucune discontinuité dans les effectifs des secteurs n'apparaît et les résultats concernant les taux de transition ont peu de chances d'être affectés.

**Tableau 3 : Taux de transition emploi - non emploi selon l'âge et le secteur d'activité (en %)**

Age / ancienneté		Agriculture, pêche, sylviculture			Industries agro- alimentaires			Industries de biens de consommation			Industrie automobile		
		30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans
<1 an	S2-S1	<b>17,0</b>			<b>0,8</b>			<b>6,4</b>			<b>14,2</b>		
	S1	2,2			9,6			7,3			5,8		
	S2	19,2			10,4			13,7			20,0		
1-5 ans	S2-S1	<b>4,4</b>			<b>-0,6</b>			<b>4,1</b>			<b>4,1</b>		
	S1	2,5			3,8			2,8			1,2		
	S2	6,9			3,2			6,9			5,3		
5-10 ans	S2-S1	<b>-0,6</b>			<b>1,3</b>			<b>-1,3</b>			<b>-0,8</b>		
	S1	2,0			1,9			2,9			1,5		
	S2	1,4			3,2			1,6			0,7		
>10 ans	S2-S1	<b>0,8</b>			<b>0,3</b>			<b>-0,2</b>			<b>0,3</b>		
	S1	1,4			1,0			1,2			0,5		
	S2	2,2			1,3			1,0			0,8		
Total	S2-S1	<b>3,1</b>	<b>2,2</b>	<b>15,8</b>	<b>0,3</b>	<b>-0,7</b>	<b>13,8</b>	<b>0,6</b>	<b>-1,9</b>	<b>15,9</b>	<b>0,6</b>	<b>-0,6</b>	<b>17,1</b>
	S1	1,8	5,0	6,8	2,4	3,8	7,2	2,5	4,2	5,4	1,1	2,3	8,9
	S2	5,0	7,2	22,6	2,7	3,0	21,0	3,1	2,3	21,3	1,7	1,7	26,1

Tableau 3 : suite

Age / ancienneté		Industrie de biens d'équipement			Industries de biens intermédiaires			Énergie			Construction		
		30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans
<1 an	S2-S1	<b>5,0</b>			<b>-0,7</b>			<b>-4,0</b>			<b>4,7</b>		
	S1	4,2			7,0			4,0			8,6		
	S2	9,2			6,3			0,0			13,3		
1-5 ans	S2-S1	<b>-2,8</b>			<b>1,8</b>			<b>1,5</b>			<b>2,9</b>		
	S1	4,5			2,0			0,6			4,4		
	S2	1,7			3,8			2,1			7,2		
5-10 ans	S2-S1	<b>0,8</b>			<b>0,0</b>			<b>-1,2</b>			<b>-0,1</b>		
	S1	1,7			1,8			1,2			3,3		
	S2	2,5			1,8			0,0			3,2		
>10 ans	S2-S1	<b>-1,1</b>			<b>-0,2</b>			<b>-0,8</b>			<b>-0,6</b>		
	S1	1,6			1,4			1,4			2,0		
	S2	0,5			1,2	3,9	26,3	0,6			1,4		
Total	S2-S1	<b>-0,6</b>	<b>0,5</b>	<b>6,7</b>	<b>0,1</b>	<b>0,2</b>	<b>13,2</b>	<b>-0,8</b>	<b>1,8</b>	<b>-4,7</b>	<b>0,6</b>	<b>-0,1</b>	<b>9,4</b>
	S1	2,3	3,1	11,8	1,9	4,4	10,9	1,4	6,8	29,7	3,9	5,6	8,5
	S2	1,6	3,6	18,4	2,0	4,6	24,1	0,6	8,7	25,0	4,5	5,4	17,9

Tableau 3 : suite

Age / ancienneté		Commerce			Transports			Activités financières			Activités immobilières		
		30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans
<1 an	S2-S1	<b>6,4</b>			<b>6,4</b>			<b>2,1</b>			<b>-2,5</b>		
	S1	5,3			2,7			1,6			9,4		
	S2	11,7			9,0			3,7			7,0		
1-5 ans	S2-S1	<b>2,2</b>			<b>3,9</b>			<b>0,6</b>			<b>-1,9</b>		
	S1	3,8			1,1			0,4			3,2		
	S2	6,0			5,0			1,0			1,3		
5-10 ans	S2-S1	<b>1,2</b>			<b>-0,7</b>			<b>1,5</b>			<b>2,1</b>		
	S1	1,3			1,9			0,8			1,2		
	S2	2,5			1,2			2,3			3,3		
>10 ans	S2-S1	<b>0,7</b>			<b>-0,2</b>			<b>0,3</b>			<b>-0,5</b>		
	S1	1,4			0,8			0,0			1,4		
	S2	2,0			0,6			0,3			0,9		
Total	S2-S1	<b>1,6</b>	<b>5,2</b>	<b>12,9</b>	<b>0,9</b>	<b>4,2</b>	<b>6,6</b>	<b>0,5</b>	<b>-2,4</b>	<b>19,8</b>	<b>-0,9</b>	<b>2,1</b>	<b>9,1</b>
	S1	2,4	2,7	6,1	1,3	3,2	19,9	0,5	3,5	2,3	3,3	4,0	7,1
	S2	4,0	7,9	19,0	2,2	7,4	26,5	1,0	1,1	22,1	2,4	6,2	16,3

Tableau 3 : suite

Age / ancienneté		Services aux entreprises			Services aux particuliers			Éducation, santé, social			Administration		
		30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans	30-49 ans	50-54 ans	55-58 ans
<1 an	S2-S1	<b>11,4</b>			<b>10,5</b>			<b>19,9</b>			<b>15,1</b>		
	S1	5,3			10,9			2,6			1,1		
	S2	16,6			21,5			22,5			16,2		
1-5 ans	S2-S1	<b>4,2</b>			<b>1,0</b>			<b>5,1</b>			<b>5,9</b>		
	S1	3,2			7,1			0,5			1,0		
	S2	7,3			8,2			5,6			6,9		
5-10 ans	S2-S1	<b>2,3</b>			<b>3,4</b>			<b>1,0</b>			<b>0,3</b>		
	S1	1,2			1,1			0,6			0,2		
	S2	3,5			4,5			1,6			0,6		
>10 ans	S2-S1	<b>0,0</b>			<b>2,3</b>			<b>0,2</b>			<b>0,1</b>		
	S1	0,7			0,3			0,2			0,5		
	S2	0,7			2,6			0,4			0,6		
Total	S2-S1	<b>3,7</b>	<b>4,4</b>	<b>11,3</b>	<b>3,8</b>	<b>4,2</b>	<b>3,9</b>	<b>3,5</b>	<b>1,0</b>	<b>6,0</b>	<b>1,7</b>	<b>3,1</b>	<b>8,6</b>
	S1	2,0	1,8	9,4	3,8	4,1	7,1	0,6	1,3	6,8	0,6	2,3	6,4
	S2	5,6	6,2	20,7	7,6	8,4	11,0	4,1	2,3	12,8	2,3	5,4	14,9

Lecture : pour chaque cellule, la première ligne (S2-S1) donne la variation entre 1976-80 et 1997-99 ; les deux lignes suivantes (S1 et S2) donnent les taux moyens pour ces deux périodes. Le détail par ancienneté n'est pas donné pour les plus de 50 ans (effectifs trop faibles).

Source : Enquête emploi.



particuliers et les transports illustrent le second (la hausse des transitions est équivalente - autour de + 4 points - entre 50-54 ans et 55-58 ans).

En résumé, trois grands faits stylisés se dégagent :

- une hausse marquée de l'insécurité pour les salariés de faible ancienneté (moins de cinq ans d'ancienneté) ;
- l'absence de changement pour les salariés de 30-49 ans ayant plus de dix ans d'ancienneté, qui ne semblent pas atteints par l'insécurité croissante ;
- la très forte hausse de l'insécurité/des cessations anticipées d'activité pour les salariés de 55-58 ans.

De ces trois faits stylisés, le second est le moins attendu. Mais la portée des deux autres reste importante. Le premier confirme que la hausse de l'insécurité n'est pas circonscrite aux CDD (contrats à durée déterminée) puisqu'elle touche aussi des emplois jusqu'à cinq ans d'ancienneté. Le troisième reflète les cessations anticipées d'activité (préretraites, chômage avec dispense de recherche d'emploi), phénomène bien connu, mais dont il est peut-être important justement de s'étonner : comment se fait-il que ces dispositifs de cessation anticipées d'activité aient perduré (et se soient même renouvelés) alors qu'ils ont été fréquemment dénoncés pour leur coût par l'État et une partie au moins du patronat (Courtioux, 2001) ?

D'autres faits moins généraux viennent compléter le tableau, principalement :

- Les salariés de 50-54 ans connaissent une évolution en général intermédiaire : le rôle protecteur de l'ancienneté est légèrement et non uniformément érodé (surtout chez les peu diplômés et les employés).
- La hausse de l'insécurité pour les salariés de faible ancienneté ou de plus de 55 ans est très variable d'un secteur à l'autre.
- Le secteur des services aux particuliers se distingue par l'absence d'effets de l'âge ou de l'ancienneté (au-delà d'un an) sur l'évolution de l'insécurité.

## 2. QUELQUES PISTES D'INTERPRÉTATION

La difficulté de l'interprétation de ces faits stylisés tient à la pluralité des canaux théoriques par lesquels ancienneté et risque de perte d'emploi sont liés. On peut en distinguer trois. L'ancienneté conditionne d'abord le *stock de capital humain spécifique accumulé*. Ce stock augmente vraisemblablement avec l'ancienneté, créant ainsi un surplus croissant qui rend l'emploi de moins en moins vulnérable à des chocs négatifs. Mais l'ancienneté conditionne aussi le niveau de *protection d'emploi*. Le coût de séparation croît fortement avec le passage du CDD au CDI (contrat à durée indéterminée), puis avec l'ancienneté, incitant de plus en plus l'employeur à maintenir l'emploi même en cas de choc défavorable<sup>4</sup>. Enfin, l'ancienneté se traduit par des *effets de sélection selon des caractéristiques inobservées*, qui peuvent conduire à un profil moyen décroissant selon l'ancienneté alors même que, pour chaque individu isolément, le profil est indépendant de l'ancienneté. Il suffit pour cela qu'il existe,

---

<sup>4</sup> En toute rigueur, cela est vrai des mesures de protection qui ne constituent pas de simples transferts entre employeur et employé. De tels transferts ne devraient en effet pas modifier les décisions de séparation si le contrat est bien négocié (cf. Lazear, 1990). Quoi qu'il en soit, la différence entre CDD et CDI consiste aussi en une différence marquée des coûts administratifs de licenciement, qui ne sont pas des transferts entre employeur et employé (voir, en particulier, Blanchard, Landier, 2000).

pour des raisons inobservées, des travailleurs ou des emplois inégalement stables. Par simple sélection, les emplois ou travailleurs les plus stables se retrouvent surreprésentés aux anciennetés élevées, ce qui se traduit par des taux de transition moyens plus faibles. L'annexe 3 discute les effets de cette hétérogénéité inobservée et la façon de l'interpréter.

Ces canaux permettent tous les trois, indistinctement, d'expliquer le profil décroissant et convexe observé à une date donnée. Mais ils conduisent à des scénarios sur la hausse de l'insécurité dont les conséquences sur l'évolution des profils sont, elles, distinctes. Il convient donc de préciser ces prédictions puis de les confronter aux faits stylisés observés, afin d'évaluer le potentiel explicatif des différents scénarios<sup>5</sup>.

## 2.1. L'insuffisance des mécanismes directs : changement technologique et hausse de l'incertitude

Les deux premiers scénarios partent de l'explication par le capital humain spécifique du profil d'insécurité selon l'ancienneté. Deux changements sont susceptibles de modifier ce profil : une baisse du rendement du capital humain spécifique (choc technologique), et une augmentation de l'ampleur ou de la fréquence des chocs (hausse de l'incertitude). Les effets attendus d'une baisse du rendement du capital humain spécifique sont portés sur la figure 3a : à ancienneté nulle, l'impact est nul, mais pour les anciennetés plus élevées, le surplus lié au capital spécifique est plus faible donc le risque de rupture de l'emploi est plus fort. La hausse de l'incertitude doit, elle, conduire à des séparations plus fréquentes à tous niveaux d'ancienneté. Mais l'incertitude affecte également le rendement espéré du capital humain spécifique (puisque le risque augmente d'avoir investi à perte dans un emploi qui ne dure pas) ; elle peut donc conduire à des investissements moins élevés, et donc à un moindre rôle protecteur de l'ancienneté. Les effets sur le profil de l'insécurité sont représentés en figure 3b.

Pourquoi le rendement du capital humain spécifique aurait-il baissé ? Une première hypothèse évoque le rôle des nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC), 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 et stockés. 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 (pour une explicitation de l'hypothèse et un test sur les rendements salariaux de l'ancienneté, voir DiPrete *et alii*, 2002).

Pourquoi l'incertitude aurait-elle augmenté ? Au niveau microéconomique, on évoque notamment le renforcement de la concurrence, lié à la dérégulation ou à l'internationalisation des échanges (pour un beau test de cette hypothèse, voir Bertrand, 1999). Au niveau macroéconomique, les causes potentielles sont multiples - baisse du rôle des politiques macroéconomiques, mobilité du capital - (voir Beffa *et alii*, 1999, pour un panorama en lien avec le marché du travail).

---

<sup>5</sup> Les limites de l'approche doivent être notées : on considère chaque scénario isolément, alors que leurs effets ont toutes chances de se combiner en réalité. Ce n'est donc qu'une première analyse qui ne permet pas de quantifier l'impact relatif de chaque mécanisme mais simplement d'identifier les pistes les plus prometteuses : quels scénarios pourraient isolément expliquer l'ensemble des faits stylisés ? *A contrario*, quels scénarios s'avèrent insuffisants isolément ?

### Figure 3 : Impact théorique de différents chocs sur le profil d'insécurité de l'emploi selon l'ancienneté

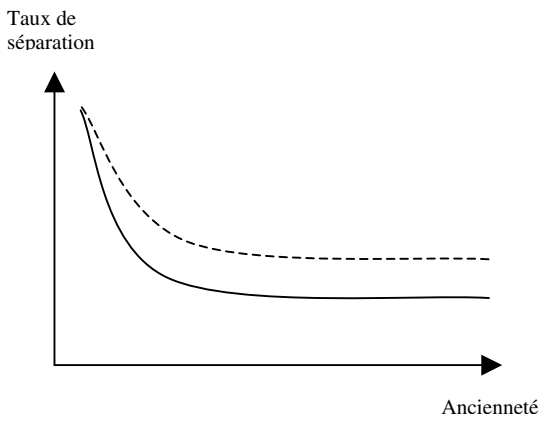


Fig. 3a : Effet d'une baisse du rendement du capital humain spécifique

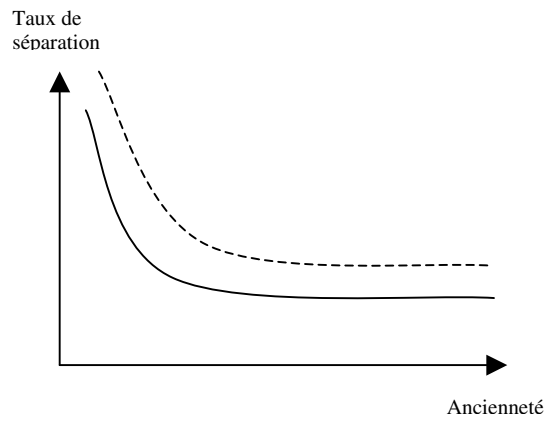


Fig. 3b : Effet d'une hausse de l'incertitude

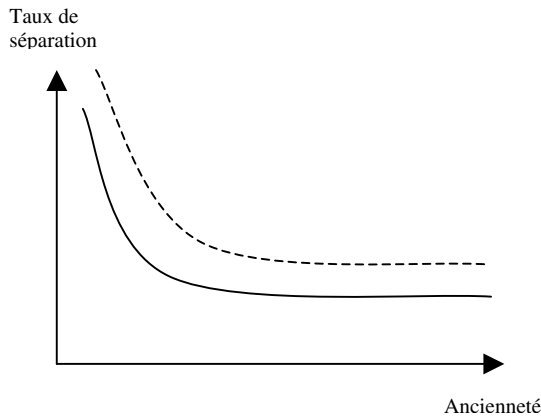


Fig. 3c : Déclin des contrats de long terme, avec rupture de contrats existants

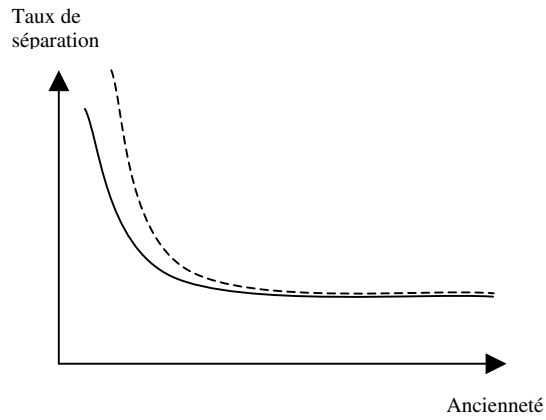


Fig. 3d : Déclin des contrats de long terme, sans rupture de contrats existants

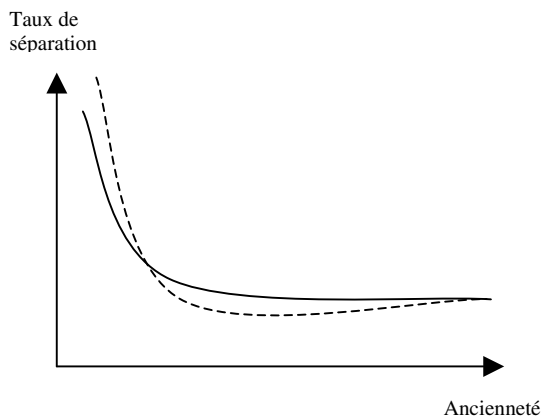


Fig. 3e : Réforme partielle de la protection de l'emploi

*Malgré les arguments théoriques et empiriques évoqués en leur faveur, ces deux scénarios ne parviennent pas, seuls, à rendre compte d'un des faits stylisés observés, le maintien du rôle protecteur de l'ancienneté aux âges médians. C'est ce qu'on peut voir en confrontant les figures 2a et 2b aux figures 3a et 3b. Bien que négative, cette conclusion est importante. Car, à moins d'imaginer qu'un choc en sens contraire ou les effets d'une hétérogénéité inobservée des individus soient venus compenser exactement l'impact attendu, on est poussé à chercher ce qui a pu amortir, pour les salariés anciens, le choc qui a touché les salariés de faible ancienneté et les salariés plus âgés. L'existence de contrats de long terme est une possibilité.*

Bien sûr, ce résultat n'exclut nullement que la baisse du rendement du capital humain spécifique, la hausse de l'incertitude, ou les deux, n'aient joué un rôle. Il suggère que ce rôle a pu être fortement médiatisé. En particulier, si on croit à un déclin des contrats de long terme, il faut en expliquer la cause, et la baisse du rendement du capital humain spécifique et la hausse de l'incertitude sont des candidats sérieux (voir *infra*).

## **2.2. Les limites de l'explication par la réforme de la protection de l'emploi**

Le troisième scénario se fonde sur la « réforme partielle » qu'a connue la protection de l'emploi (Blanchard, Landier, 2000). On montre en effet que la différence de protection entre CDD et CDI doit conduire les employeurs à licencier plus fréquemment au moment du passage éventuel à un CDI, en fixant un seuil de productivité minimal plus élevé. On s'attend ensuite à ce que les emplois ainsi sélectionnés soient particulièrement stables. Ces prédictions liées à l'extension du champ des CDD en France sur la période sont illustrées dans la figure 3e.

*La comparaison avec les faits observés (figure 2) montre qu'une explication fondée exclusivement sur l'évolution de la protection de l'emploi est également insuffisante. Elle pourrait expliquer la hausse de l'insécurité pour les salariés de moins d'un an d'ancienneté (par l'essor des CDD). Pour les plus de 55 ans, il faudrait prendre en compte l'essor des préretraites, dont on peut considérer qu'elles favorisent les départs (peut-être en en réduisant les coûts directs, mais surtout en permettant des départs non conflictuels). Mais cela ne suffit pas : la hausse de l'insécurité concerne aussi les salariés de un à cinq ans d'ancienneté, ce que la réforme de la protection de l'emploi ne permet pas d'expliquer. Il faut donc faire appel à d'autres mécanismes.*

## **2.3. L'attrait renforcé de l'hypothèse d'un déclin des contrats de long terme ?**

Les deux derniers scénarios se fondent sur l'existence de contrats implicites de long terme (voir annexe 4). L'existence de tels contrats implicites est une source d'hétérogénéité inobservée. En particulier, des contrats de long terme comportant une clause d'assurance (partielle ou complète) de l'emploi se traduisent par des taux de transition involontaires plus faibles, tant que l'employeur ne trahit pas son engagement.

Il est important de noter que la distinction entre contrats de long terme et contrats de court terme ne recoupe pas l'opposition CDD/CDI. Si les CDD sont *a priori* tous des contrats de court terme, certains CDI peuvent l'être aussi, aux yeux de la théorie économique. Le contrat de long terme renvoie en effet pour celle-ci à un engagement (le plus souvent implicite) de l'employeur à protéger l'emploi des conditions extérieures du marché. En particulier, la durée de l'emploi ou le salaire peuvent être prédéfinis, ou du moins faire l'objet d'une assurance partielle. Suivant cette définition, certains CDI peuvent donc être durables sans être des

contrats de long terme, dans la mesure où les salaires sont renégociés en fonction des conditions du marché et que l'emploi n'est reconduit de période en période que parce qu'il génère un surplus qui le rend mutuellement avantageux. D'un point de vue théorique, de tels CDI sont des contrats de court terme répétés.

Plusieurs éléments théoriques et empiriques indiquent un déclin des contrats de long terme (pour une synthèse, voir Gautié, 2003). Parmi les causes d'un tel déclin, on peut citer la baisse du rendement du capital humain spécifique et la hausse de l'incertitude, qui rendent moins avantageuses des relations de long terme. Mais d'autres chocs peuvent jouer : l'apparition d'un déséquilibre démographique lié au gel des recrutements dans certains secteurs, par exemple.

Le déclin des contrats de long terme peut prendre deux formes: avec ou sans trahison. Dans le cas du déclin sans trahison, les contrats de long terme se font de plus en plus rares mais les engagements pris sont honorés : les employeurs gardent dans l'emploi ceux vis-à-vis desquels ils s'étaient engagés. Dans le cas avec trahison, les contrats deviennent non seulement plus rares mais ne sont pas toujours honorés. La présence ou non de rupture (ou trahison) dépend de la force du mécanisme qui sous-tend l'exécution du contrat. Un problème bien connu avec les contrats de long terme assurantiels implicites est en effet que l'employeur a un intérêt de court terme à trahir le contrat en cas de choc défavorable. On considère en général qu'il ne le fait pas en raison de coûts de réputation. Dans le modèle de réputation intra-firme de Bull (1987), l'employeur ne trahit pas car il ne pourrait plus alors proposer de tels contrats de façon crédible aux nouvelles générations de travailleurs, témoins de sa trahison. La force du mécanisme de réputation dépend alors de l'attrait pour l'employeur des contrats de long terme dans le futur. Si cet attrait baisse, la tentation de trahir augmente. Dans ce cas, avant que la hiérarchie des types de contrats ne bascule, l'employeur a toujours une incitation à trahir. On peut penser cependant que d'autres coûts viennent encore l'en dissuader (mobilisation des syndicats, de l'opinion publique...) : la question d'un déclin avec ou sans trahison reste donc ouverte.

Les figures 3c et 3d illustrent donc les conséquences des deux cas de déclin des contrats de long terme, respectivement avec et sans rupture. *Le scénario d'un déclin des contrats de long terme sans trahison est compatible avec les trois principaux faits stylisés.* Il implique en effet que moins de relations de long terme sont engagées, d'où, par effet de composition, la hausse des taux de séparation observés pour les emplois de faible ancienneté. À partir d'anciennetés élevées (plus de dix ans), on peut supposer que tous les contrats restant ou presque sont des contrats de long terme. Si ces contrats ne sont pas trahis, les taux de séparation restent alors les mêmes que jadis. Cependant, le choc a bien réduit l'attrait des contrats de long terme, et ceux-ci sont désormais plus difficiles à tenir. Une solution à l'amiable est trouvée pour servir de « soupape » : le départ consensuel des salariés âgés sous forme de préretraites ou de chômage avec dispense de recherche d'emploi.

L'histoire est séduisante. Elle offre en particulier une piste d'endogénéisation du dispositif institutionnel des préretraites, dont on s'étonne qu'il se soit maintenu malgré les fortes critiques dont il a fait l'objet dès le milieu des années 1980. Les préretraites auraient permis d'éviter des ruptures de contrats de long terme. Or, ces ruptures auraient été collectivement dommageables en créant des « externalités de réputation », c'est-à-dire en rendant l'engagement sur de nouveaux contrats de long terme difficile car peu crédible.

Le scénario permet aussi d'interpréter certaines différences intersectorielles observées. En particulier, les services aux particuliers ne sont pas un secteur dans lequel on s'attend à la présence de contrats de long terme (le secteur est peu concentré, la demande y est sans doute peu stable). Les salariés anciens n'y seraient donc pas en moyenne mieux assurés en cas de choc. Or, on constate bien que la hausse de l'insécurité concerne tous les salariés de plus d'un

an d'ancienneté. Par ailleurs, c'est ce secteur qui a le moins développé le recours aux cessations anticipées d'activité : on peut supposer que la « soupape d'ajustement » des préretraites n'y avait pas lieu d'être puisque des ajustements avaient lieu à tous niveaux d'âge et d'ancienneté.

Ce scénario permettrait également d'interpréter les différences avec les États-Unis. L'hypothèse serait que le déclin des contrats de long terme a eu lieu dans les deux pays, mais sous des formes différentes : avec rupture des contrats existants (et donc départs involontaires de salariés anciens) aux États-Unis, sans rupture de ces contrats en France (ou avec rupture détournée, sous la forme de préretraites). Une telle hypothèse est appuyée par plusieurs travaux empiriques aux États-Unis indiquant des ruptures de contrats de long terme (Valletta, 1999 ; Gokhale *et alii*, 1995), alors que les ajustements semblent avoir pris, en France, des formes davantage négociées.

Les rapprochements effectués entre faits stylisés et scénarios possibles n'ont pas valeur de preuve. Certains faits restent à expliquer (comme la place spécifique des travailleurs de 50-54 ans), et d'importantes différences sectorielles peuvent être exploitées. Des travaux empiriques plus spécifiques sur la France, qui peuvent s'appuyer sur ceux dont on dispose pour les États-Unis, seront d'autant plus bienvenus qu'ils permettront d'expliquer les différences importantes entre les deux pays.

## BIBLIOGRAPHIE

- AMOSSÉ T., 2002, « Quand mobilité rime avec précarité : 25 ans de transformation des mobilités professionnelles », *Données sociales - La société française*, édition 2002-2003.
- BAILY M. N., 1974, "Wages and Employment Under Uncertain Demand", *Review of Economic Studies*, 41(1): 37-50.
- BEFFA J.-L., BOYER R. *et alii*, 1999, « Les relations salariales en France : État, entreprises, marchés financiers », *Notes de la fondation Saint-Simon*, 107.
- BERTRAND M., 1999, "From the Invisible Handshake to the Invisible Hand? How Import Competition changes the Employment Relationships", *NBER Working Paper*, 6900.
- BLANCHARD O., LANDIER A., 2000, "The Perverse Effects of Partial Labor Market Reform: Fixed Duration Contracts in France" Miméo, MIT.
- BLANCHET D., MARIONI P., 1996, « L'activité après 55 ans : évolutions récentes et éléments de prospective », *Économie et statistiques*.
- BULL C., 1987, "The Existence of Self-Enforcing Implicit Contracts", *Quarterly Journal of Economics*, 102(1): 147-159.
- CAHUC P., POSTEL-VINAY F., 2002, "Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance", *Labour Economics*, 9(1): 63-91.
- CAROLI E., 2000, « 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.
- COHEN D., DUPAS P., 2000, « Trajectoires comparées de chômeurs en France et aux États-Unis », *Économie et statistiques*, n° 332-333.
- COURTIOUX P., 2001, « Marché du travail, politiques de l'emploi et sélection : une analyse évolutionnaire des préretraites en France », Thèse de doctorat de l'Université de Paris I.
- DIPRETE T. A., GOUX D. *et alii*, 2002, "Internal Labor Markets et Earning Trajectories in the Post Fordist Economy: An Analysis of Recent Trends", *Social Science Research*, 31: 175-202.
- FOUGÈRE D., KAMIONKA T., 1992, « Un modèle markovien du marché du travail », *Annales d'économie et de statistique*, n 27, pp. 149-188.

- GAUTIÉ J., 2003, « Des marchés internes aux marchés transitionnels », in Touffut J. P. (dir.), *Institutions et emploi*, Paris, Albin Michel.
- GERME J.-F. (dir.), 2003, *Les mobilités professionnelles : de l'instabilité dans l'emploi à la gestion des trajectoires*, Rapport au Commissariat général du Plan, Paris, La documentation Française.
- GIVORD P., MAURIN E., 2003, "Changes in Job Security and their Causes: An Empirical Analysis Method applied to France, 1982-2000", *European Economic Review* (à paraître).
- GOKHALE J., GROSHEN E. *et alii*, 1995, "Do Hostile Takeovers Reduce Extramarginal Wage Payments?" *Review of Economics and Statistics*, 77(3): 470-485.
- GOUX, D., MAURIN E. *et alii*, 2001, "Fixed-Term Contracts and the Dynamics of Labour Demand", *European Economic Review*, 45(3): 533-552.
- HOLMSTROM B., 1981, "Contractual Models of the Labor Market", *American Economic Review*, 71(2): 308-313.
- IDSON T., VALLETTA R., 1996, "Seniority, Sectoral Decline and Employee Retention: an Analysis of Layoff Unemployment Spelles", *Journal of Labor Economics*, 14(4): 654-676.
- LAZEAR E. P., 1979, "Why Is There Mandatory Retirement?", *Journal of Political Economy*, 87(6): 1261-1284.
- LAZEAR E. P., 1990, "Job Security Provisions and Unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, (August): 699-725.
- NEUMARK D., 1999, "Changes in Job Stability and Job Security: a collective Effort to Untangle, Reconcile, and Interpret the Evidence", *Journal of Labor Economics*, 17(4).
- SHLEIFER A., SUMMERS L. H., 1988, "Breach of Trust in Hostile Takeovers", *NBER Working Papers*, 2342: 1-38.
- VALLETTA R., 1999, "Declining Job Security", *Journal of Labor Economics*, 17(4).

## ANNEXE 1

### Baisse du rôle protecteur de l'ancienneté et rupture de contrats de long terme aux États-Unis

L'évolution de la stabilité et de la sécurité de l'emploi aux États-Unis a fait l'objet d'un diagnostic détaillé, par catégories de travailleurs<sup>6</sup>. Retenons ici ce qui concerne l'insécurité de l'emploi selon l'ancienneté.

En s'appuyant particulièrement sur le *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) entre 1976 et 1992, Valletta (1999) montre l'effet considérable de l'ancienneté sur le risque de perte d'emploi involontaire : avec cinq ans d'ancienneté supplémentaires, ce risque se réduit de moitié.

Cependant, la relation négative entre ancienneté et départ involontaire s'affaiblit dans le temps : entre 1976 et 1992, l'effet protecteur lié à l'ancienneté diminue de 60 % en moyenne. Au niveau agrégé, la hausse du taux moyen de départ involontaire sur la période est même due à la seule hausse des taux de licenciement des travailleurs anciens. En résumé, le rôle protecteur de l'ancienneté a donc considérablement baissé ; et cette baisse traduit un alignement « par le bas » sur des relations d'emploi moins sûres.

Valletta essaie également de tester un des mécanismes causaux possibles : la rupture de contrats de long terme. Son analyse montre que la hausse des départs involontaires de salariés anciens est plus forte dans les secteurs dont l'effectif décline. Or, ce déclin de l'effectif d'un secteur peut affaiblir le mécanisme de réputation qui gardait les entreprises de trahir leurs engagements : elles sont en effet moins soucieuses du renouvellement de leur effectif, et savent pouvoir bénéficier d'une main-d'œuvre moins exigeante car touchée par le chômage.

Les analyses d'Idson et Valletta (1996) vont dans la même direction. Les auteurs étudient les chances qu'ont les ouvriers licenciés de l'industrie d'être rappelés par leur employeur, en fonction de l'ancienneté (ces cas de licenciements temporaires [*temporary layoffs*] représentent une part très significative du chômage dans l'industrie américaine - plus de 50 % des licenciements dans leur échantillon -). Ils constatent que le rôle de l'ancienneté, favorable au rappel, diminue significativement lorsque le secteur est en déclin. De façon intéressante, cette baisse ne concerne que les entreprises non syndiquées, ce qui semble indiquer que les syndicats permettent de lutter efficacement contre la menace de trahison du contrat de long terme par l'employeur et de suppléer ainsi à un mécanisme de réputation déficient. A *contrario*, la baisse du rôle protecteur de l'ancienneté n'est pas corrélée avec le rythme du progrès technologique du secteur, ce qui ne va pas dans le sens d'une explication technologique.

Gokhale *et alii* (1995) testent également l'hypothèse d'une rupture de contrats de long terme, telle qu'elle a été formulée par Shleifer et Summers (1988). L'idée est qu'après un raid

---

<sup>6</sup> Voir Neumark (1999) et les autres articles de ce numéro spécial du *Journal of Labor Economics*. Dans son introduction, Neumark conclut en termes pesés : « Globalement, ma lecture des faits est que les années 1990 ont connu certains changements dans la relation d'emploi qui sont cohérents avec un affaiblissement des liens entre travailleurs et entreprises. Même si l'importance de ces changements peut suggérer parfois de fortes ruptures avec le passé récent, il n'en reste pas moins que ces liens semblent seulement s'être affaiblis, et non rompus [...]. Il est donc prématuré d'inférer des tendances de long terme dans le sens d'un déclin des relations d'emploi de long terme, et encore d'inférer quoi que ce soit comme la disparition des emplois sûrs, de long terme ». Neumark constate lui-même le contraste entre ces résultats nuancés et le sentiment de forte rupture illustré par le titre de la série du *New York Times* sur "The Downsizing of America" (1996).



boursier, les nouveaux actionnaires trahissent des engagements antérieurs par lesquels ils ne se sentent pas tenus. La « création de valeur » apparente est donc plutôt une redistribution au détriment des parties ayant contracté avec l'entreprise (*stakeholders*, qui incluent les salariés, et particulièrement les salariés anciens) et au profit des actionnaires (*shareholders*), et ce, au prix d'une trahison de contrats plus ou moins implicite (*breach of trust*). Conformément à cette thèse, Gokhale *et alii* constatent certains signes de rupture d'engagements vis-à-vis des salariés âgés, en particulier une baisse marquée des taux d'emploi des salariés âgés.

## ANNEXE 2

### 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'une proxy, 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 une proxy satisfaisante de 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 (2003), 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>7</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, Marioni, 1996). Le choix du non emploi plutôt que du chômage permet de les inclure parmi les départs involontaires de l'emploi. Évidemment, c'est une correction excessive (puisque cela conduit à inclure des préretraites 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, Dupas, 2000). Finalement, le choix du non emploi plutôt que du chômage, sans véritable conséquence avant 50 ans<sup>8</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

<sup>7</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 parler ici de mobilité initiée par le salarié plutôt que de mobilité volontaire.

<sup>8</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 tableaux 1 et 2, ainsi que la figure 1 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.

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.

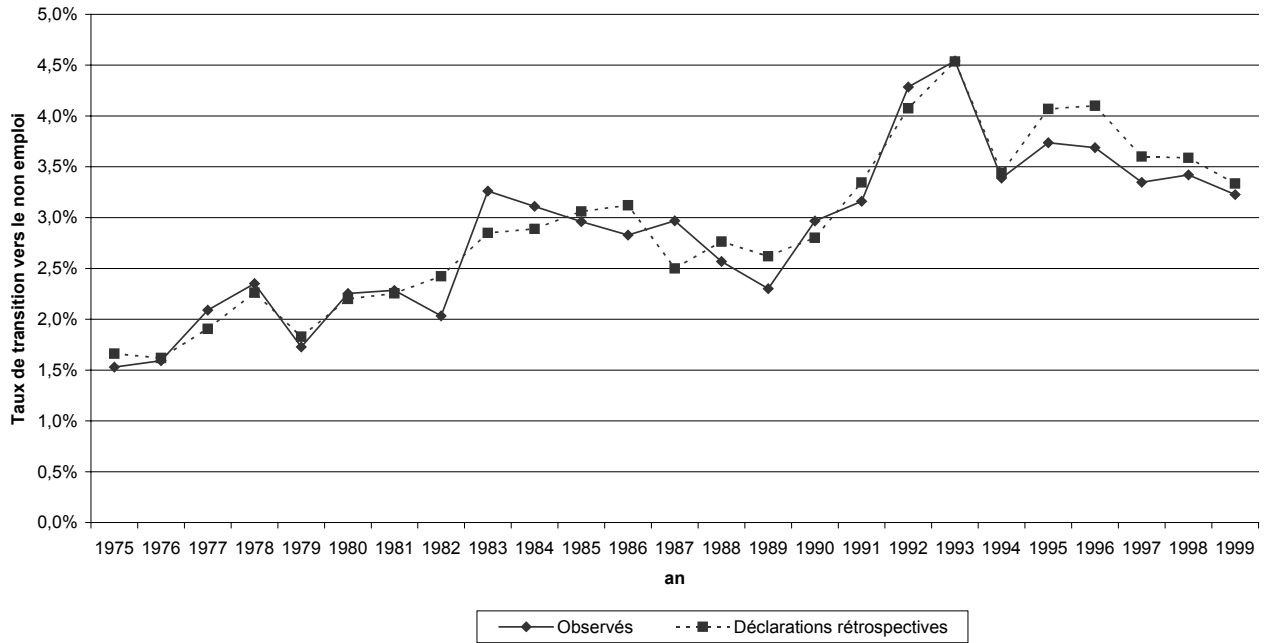
Le problème n'est cependant pas décisif ici. D'une part, on peut, sous l'hypothèse que les taux instantanés de transition entre emploi et non emploi (et vice versa) sont constants entre deux enquêtes, calculer des taux de transition *instantanés* qui ne reflètent, eux, que le risque de départ de l'emploi, et non les chances de retour à l'emploi. Givord et Maurin (2003), 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 annuel. 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'ancienneté 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>9</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.

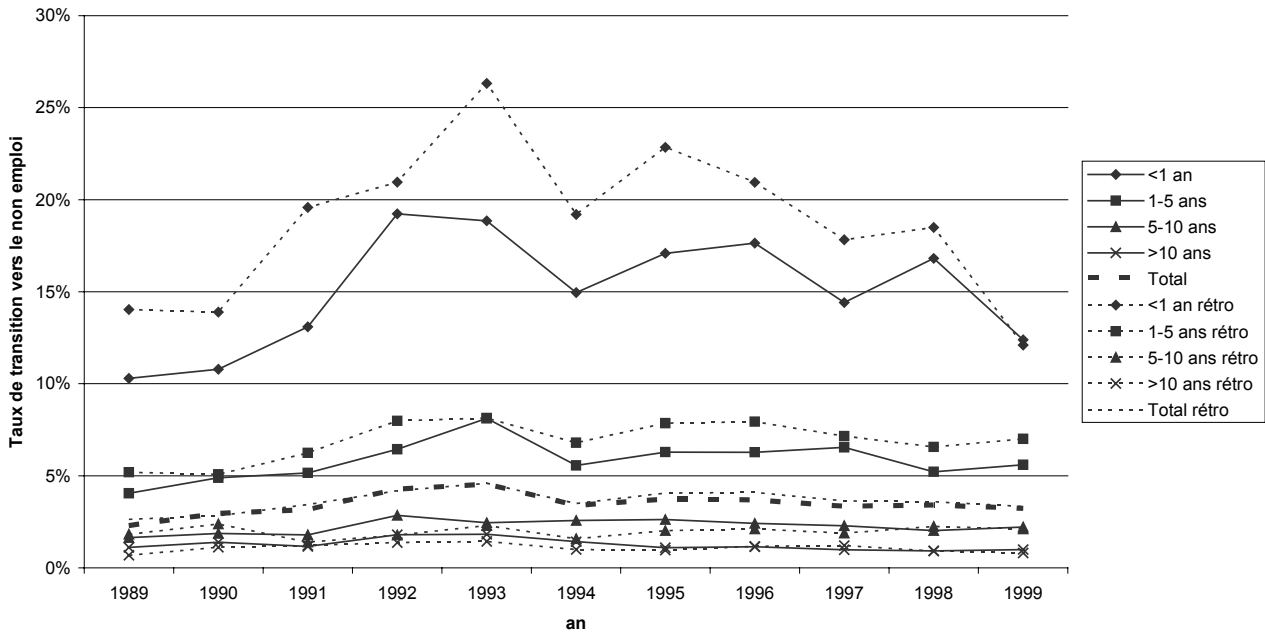
Une mesure alternative est donc utilisée pour évaluer ce risque de biais d'attrition, à partir de la question rétrospective sur l'état d'activité l'année précédente, posée *la première année où un logement est enquêté*. L'intérêt est que l'échantillon est alors en principe indemne du biais d'attrition (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 (figure 4a, page suivante) et comparer, pour 1989-1999, les taux de transition selon l'ancienneté (figure 4b, page suivante). Le risque de sous-estimation du risque des pertes d'emploi est vérifié (mais très léger) particulièrement en fin de période (figure 4a). Mais on constate également que cette sous-estimation ne concerne pas les salariés d'ancienneté élevée (figure 4b). Les faits dégagés ne sont donc pas remis en cause.

<sup>9</sup> Le panel de l'enquête « emploi » est renouvelé par tiers. Une personne est enquêtée trois années de suite en principe.

**Fig. 4a. Taux de transition annuel de l'emploi vers le non emploi  
(tous hommes salariés de 30 à 49 ans):  
comparaison des déclarations rétrospectives avec les observations à l'enquête.**



**Fig. 4b. Taux de transition annuel de l'emploi vers le non emploi  
selon l'ancienneté (tous hommes salariés de 30 à 49 ans):  
comparaison des déclarations rétrospectives avec les observations à l'enquête.**



## ANNEXE 3

### 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 (quatre catégories), de diplôme (six catégories), de catégorie socioprofessionnelle (cinq catégories), de secteur (seize secteurs de la NES), de taille d'entreprise (quatre 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  $x_{iat}$ . Elle dépend également de l'ancienneté et de la période, qu'on introduit sous forme d'effets fixes croisés  $\delta_{iat}$ . Elle dépend enfin d'un terme résiduel noté  $u_{iat}$  (cf. *infra*). Soit le modèle logit :

$$s_{iat} = 1 \text{ si } s_{iat}^* > 0 \text{ avec :}$$

$$s_{iat}^* = \gamma' x_{iat} + \delta_{iat} + u_{iat}$$

$$u_{iat} \text{ iid, } E(u_{iat}) = 0$$

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).

Les profils sont alors prédits en prenant pour catégorie de référence l'individu moyen de moins d'un an d'ancienneté en période 1 (1976-80), soit :

$$\Pr(s_{iat} = 1 / x_{iat} = x_{01}) = \Lambda(\hat{\gamma}' x_{01} + \hat{\delta}_{iat})$$

Les intervalles de confiance sont estimés en utilisant la méthode Delta.

#### Effets de sélection

Pour interpréter les coefficients  $\hat{\delta}_{iat}$ , il faut tenir compte d'effets de sélection. Partons pour cela du modèle simple mal spécifié suivant où les coefficients  $\alpha_{iat}$  représentent les effets *directs* de l'ancienneté :

$$s_{iat} = 1 \text{ si } s_{iat}^* > 0 \text{ avec :}$$

$$s_{iat}^* = \beta' x_{iat} + \alpha_{iat} + \varepsilon_{iat}$$

$$\varepsilon_{iat} \text{ iid, } E(\varepsilon_{iat}) = 0$$

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 en réalité :

$$E(s_{iat}^* / s_{iat} \text{ observé}) = \beta' x_{iat} + \alpha_{iat} + E(\varepsilon_{iat} / s_{iat} \text{ observé})$$

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 correctement spécifié s'écrit :

$$s_{iat} = 1 \text{ si } s^*_{iat} > 0 \text{ avec :}$$

$$s^*_{iat} = \gamma' x_{iat} + \delta_{at} + u_{iat}$$

$$u_{iat} \text{ iid, } E(u_{iat}) = 0$$

Estimé tel quel, le coefficient  $\hat{\delta}_{at}$  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 supposerait un modèle de durée avec hétérogénéité inobservée qui dépasse le cadre de ce travail. L'interprétation des résultats tient donc compte des différentes possibilités.

## ANNEXE 4

### Les modèles théoriques de contrats implicites de long terme et l'insécurité de l'emploi

La théorie des contrats de travail de long terme part du constat qu'une relation d'emploi de court terme (avec renégociation des salaires et risque de rupture permanents) est sous-optimale. Elle néglige en effet deux objectifs : celui d'assurance et celui d'incitation.

Cependant, cette littérature constate aussi que les contrats de long terme optimaux prédits par les modèles n'existent pas dans la réalité, du moins formellement. Cette absence de contrats explicites est justifiée par le coût, voire l'impossibilité d'écrire des contrats stipulant toutes les contingences pertinentes. Il peut être alors préférable de garder ces contrats « implicites ». Mais cela ouvre une autre difficulté : qu'est-ce qui garantit l'exécution de contrats implicites ?

#### **Le motif d'assurance**

Selon Baily (1974), l'employeur a intérêt à fournir une assurance complète du salaire (salaire prédéterminé) et partielle de la durée de l'emploi (moins de séparation qu'il ne lui est profitable *ex post*, mais pas de garantie complète d'emploi). L'argument repose sur la neutralité de l'entreprise par rapport au risque, qui offre alors au salarié averse au risque un service d'intermédiaire financier (assurance), si les marchés financiers, imparfaits, ne peuvent le faire. Néanmoins, il n'y a pas de garantie totale de l'emploi car c'est *ex ante* inefficace (en cas de choc trop négatif, il est préférable de prévoir de se séparer, même en tenant compte du désir d'assurance du salarié).

Cependant, ce contrat optimal pose un problème de crédibilité : *ex post*, l'employeur n'a pas intérêt à tenir son engagement en cas de choc négatif. 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>10</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 intra-firme : ce n'est pas le marché en général qui sanctionne les employeurs qui trahissent, mais les travailleurs jeunes de l'entreprise, qui disposent de toute l'information nécessaire pour constater que les plus anciens ont été trahis, et qui ont intérêt à modifier leur comportement puisqu'ils s'attendent à être traités de la même façon.

#### **Le motif d'incitation**

Les conditions du déroulement de l'emploi dans le temps (durée de l'emploi, profil de salaire) ont également un rôle incitatif. Dans certains cas, la seule façon qu'un employeur a d'inciter à l'effort, c'est de menacer de licencier. 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

<sup>10</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.

rente, sous la forme d'un écart entre le salaire versé au salarié et son salaire de réserve. Cette rente peut être récupérée par l'employeur en début de carrière, d'où le profil plus pentu du salaire versé : c'est la théorie des paiements différés de Lazear (1979).

À partir du moment où le salaire versé est déconnecté du salaire de réserve, il ne joue plus son rôle allocatif. Il y a donc risque de contradiction à utiliser un même outil, le profil de salaire, pour deux objectifs, inciter à l'effort et allouer le travail. Lazear (1986) fait le point des institutions qui permettent d'annuler la contradiction :

- En univers certain, comment éviter que le travailleur ne veuille rester en emploi au-delà de ce qui est efficient ? C'est le rôle de la retraite obligatoire (Lazear, 1979) ou de l'usage fait par les entreprises des plans de pension (*defined benefit pension plans*) qui permettent d'inciter au départ à l'âge voulu.
- En univers incertain, comment éviter que le travailleur refuse de bouger alors que des chocs font qu'il serait efficient qu'il aille travailler ailleurs ? C'est le rôle des rachats de pension ou des indemnités de licenciement (*pension buy-outs* et *severance payments*) qui permettent de rétablir l'incitation au départ sans trahir la promesse de rente.

Le problème d'exécution est relativement similaire à ce qu'il était 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. Comment le marché peut-il juger si le salarié a fourni l'effort ? L'information requise semble excessive. On voit bien ici comment le recours à un mécanisme de réputation *intra-firme* est nécessaire.

En résumé, que ce soit pour des motifs d'assurance ou d'incitation, les employeurs peuvent avoir intérêt à proposer des contrats de long terme comportant une garantie partielle de l'emploi. Mais de tels contrats sont intrinsèquement fragiles : d'où le risque de rupture lorsque leur attrait futur se réduit, affaiblissant d'autant le mécanisme de réputation.





## NUMÉROS DÉJÀ PARUS :

téléchargeables à partir du site  
<http://www.cee-recherche.fr>

- N° 23 *Devising and Using Evaluation Standards. The French Paradox*  
JEAN-CLAUDE BARBIER  
avril 2003
- N° 22 *La théorie aokienne des institutions à l'épreuve de la loi de 1841 sur le travail des enfants*  
HERVE DEFALVARD  
mars 2003
- N° 21 *Pourquoi les entreprises évaluent-elles individuellement leurs salariés ?*  
PATRICIA CRIFO-TILLET, MARC-ARTHUR DIAYE, NATHALIE GREENAN  
février 2003
- N° 20 *Représentation, convention et institution. Des repères pour l'Économie des conventions*  
CHRISTIAN BESSY  
décembre 2002
- N° 19 *A Survey of the Use of the Term précarité in French Economics and Sociology*  
JEAN-CLAUDE BARBIER  
novembre 2002
- N° 18 *Is there a Trap with Low Employment and Low Training for Older Workers in France?*  
LUC BEHAGHEL  
mai 2002
- N° 17 *From Negotiation to Implementation. A Study of the Reduction of Working Time in France (1998-2000)*  
JEROME PELISSE  
mai 2002
- N° 16 *Paradoxe, dysfonctionnement et illégitimité de la convention financière*  
TRISTAN BOYER  
avril 2002
- N° 15 *Déstabilisation des marchés internes et gestion des âges sur le marché du travail : quelques pistes*  
JEROME GAUTIE  
mars 2002
- N° 14 *Métissage, innovation et travail. Un essai à partir de l'étude d'activités artistiques et culturelles*  
MARIE-CHRISTINE BUREAU, EMMA MBIA  
mars 2002
- N° 13 *Politique de l'emploi et mise au travail sur des « activités utiles à la société »*  
BERNARD SIMONIN  
février 2002

- N° 12 *Activité réduite : le dispositif d'incitation de l'Unedic est-il incitatif ?*  
MARC GURGAND  
**décembre 2001**
- N° 11 *Welfare to Work Policies in Europe. The Current Challenges of Activation Policies*  
JEAN-CLAUDE BARBIER  
**novembre 2001**
- N° 10 *Is the Reproduction of Expertise Limited by Tacit Knowledge? The Evolutionary Approach to the Firm Revisited by the Distributed Cognition Perspective*  
CHRISTIAN BESSY  
**octobre 2001**
- N° 9 *RMI et revenus du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi*  
MARC GURGAND, DAVID MARGOLIS  
**juin 2001**
- N° 8 *Le statut de l'entrepreneuriat artistique et culturel : une question d'économie politique*  
MARIE-CHRISTINE BUREAU  
**avril 2001**
- N° 7 *Le travail des femmes en France : trente ans d'évolution des problématiques en sociologie (1970-2000)*  
MARTINE LUROL  
**mars 2001**
- N° 6 *Garder et accueillir les enfants : une affaire d'État ?*  
MARIE-THERESE LETABLIER, GERALDINE RIEUCAU  
**janvier 2001**
- N° 5 *Le marché du travail des informaticiens médiatisé par les annonces d'offres d'emploi : comparaison France/Grande-Bretagne*  
CHRISTIAN BESSY, GUILLEMETTE DE LARQUIER avec la collaboration de MARIE-MADELEINE VENNAT  
**novembre 2000**
- N° 4 *Le travail : norme et signification*  
YOLANDE BENARROSH  
**octobre 2000**
- N° 3 *À propos des difficultés de traduction des catégories d'analyse des marchés du travail et des politiques de l'emploi en contexte comparatif européen*  
JEAN-CLAUDE BARBIER  
**septembre 2000**
- N° 2 *L'économie des conventions à l'école des institutions*  
HERVE DEFALVARD  
**juillet 2000**

N° 1 *La certification des compétences professionnelles : l'expérience britannique*  
CHRISTIAN BESSY  
mai 2000

Ce texte a été soumis **au comité éditorial** du CEE, composé de : Gabrielle Balazs, Jean-Claude Barbier, Yolande Benarrosh, Christian Bessy, Pierre Boisard, Myriam Campinos, Bruno Courault, Jérôme Gautié, Jean-François Germe, Martine Lurol, Emmanuelle Marchal, Michèle Tallard, Marie-Madeleine Vennat.