

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

Luc Behaghel*

L'insécurité de l'emploi, mesurée par le taux de transition annuel des hommes de l'emploi vers le non-emploi, a considérablement augmenté entre 1975 et 2000 en France. Mais au contraire de 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 résultats 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 sur la période en France.

** Luc Behaghel appartient à l'Université de Marne-la-Vallée, au Centre d'études de l'emploi et au Crest-Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.*

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 (1) 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 cette période dans ce pays (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).

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 et Postel-Vinay, 2002 ; Goux *et al.*, 2001 ; Blanchard et 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 et Maurin, 2003). Cependant, on constate aussi que la part de salariés atteignant 30 ans d'ancienneté a crû entre 1982-1985 et 1998-2001, passant de 1,8 % à 2,5 % parmi les actifs de plus de 30 ans de carrière, ce qui pourrait indiquer une certaine prégnance du rôle protecteur de l'ancienneté (Amossé, 2003).

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 résultats 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 (cf. encadré 1).

Hausse de l'insécurité et maintien du rôle protecteur de l'ancienneté

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 (les principales caractéristiques de l'échantillon sont données en annexe). L'insécurité de l'emploi est mesurée par le taux de transition annuel entre emploi et non-emploi (cf. encadré 2 pour les avantages et les limites de cette mesure).

Le cas de la France s'oppose au cas américain à en juger par 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 (cf. graphique I et tableau 1). 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 une nette tendance à la hausse pour les salariés de moins de cinq ans d'ancienneté.

On va 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). 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) (2).

1. 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 l'encadré 2.

2. Les salariés de 50-54 ans connaissent une évolution intermédiaire. Les rattacher aux 55-58 ans permet de simplifier l'exposition des résultats. Cependant, ces deux catégories d'âge seront souvent distinguées dans la présentation détaillée des résultats.

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

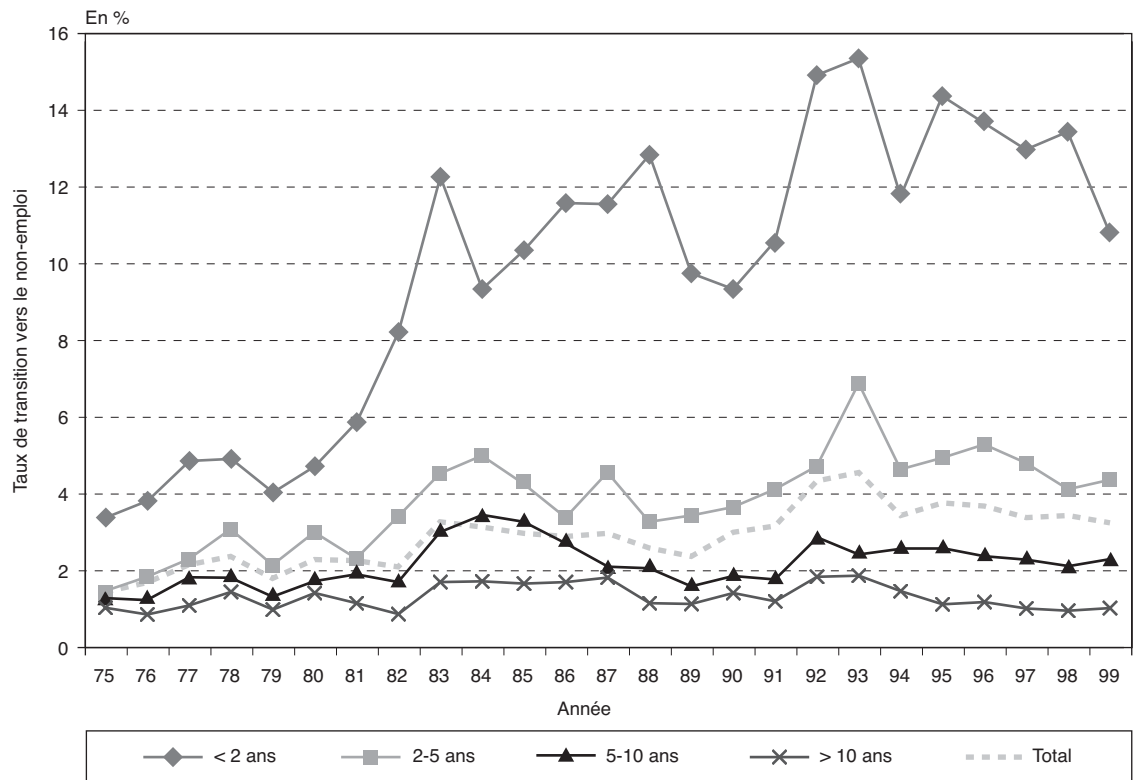
On peut s'attendre à des effets de composition dans quatre dimensions en particulier : le capital humain du travailleur (niveau de formation initiale), le secteur et la taille de l'entreprise, et les caractéristiques de l'emploi (catégorie socio-professionnelle). Un modèle *logit* est utilisé afin

de contrôler ces effets de composition (cf. encadré 3).

Les profils des transitions de l'emploi vers le non-emploi sont donnés pour deux périodes (1976-1980 et 1997-1999) (3), nets des effets de

3. Les périodes choisies correspondent à des périodes de reprise économique, afin de limiter l'impact de fluctuations cycliques sur la comparaison.

Graphique I
Taux de transition annuel de l'emploi vers le non-emploi selon l'ancienneté (ensemble des hommes salariés de 30 à 49 ans)



Source : Enquêtes Emploi, Insee.

Tableau 1
Taux de transition de l'emploi vers le non-emploi selon l'ancienneté et la période (hommes salariés de 30 à 49 ans)

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 risque de se retrouver sans emploi l'année suivante.

Source : Enquêtes Emploi, Insee, calculs de l'auteur.

composition (cf. graphiques II-A à II-D). 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 1976-1980.

Pour les salariés de moins de deux ans d'ancienneté sur la période 1997-1999, on propose deux mesures du risque de perte d'emploi, selon le type de contrat. En effet, un des chan-

gements 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 1997-1999 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 Contrats emploi-solidarité – CES) représentent respectivement 9 % et 7 % des salariés de moins de deux ans d'ancienneté de l'échantillon en 1997-1999. Un modèle « toutes choses

Encadré 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 (1). On retient 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 empêchait les entreprises de trahir leurs engagements : elles craignent moins, en effet, le 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 rupture 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 al.* (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 boursier, les nouveaux actionnaires dénoncent 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 rupture de contrats plus ou moins implicites (Shleifer et Summers parlent de « *rupture de confiance* »). Conformément à cette thèse, Gokhale *et al.* constatent certains signes de rupture d'engagements vis-à-vis des salariés âgés, en particulier une baisse marquée de la part des travailleurs âgés dans l'effectif des entreprises ayant subi une prise de contrôle hostile.

1. Voir Neumark (1999) et les autres articles de ce numéro spécial du *Journal of Labor Economics*. Dans son introduction, Neumark (1999) 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 plus 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).

égales par ailleurs » doit donc également prendre en compte ces changements institutionnels (4). 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 graphiques II, l'information est synthétisée en reportant deux points pour les salariés de moins de deux ans d'ancienneté en 1997-1999 : 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, l'insécurité selon l'âge connaît des évolutions contrastées (cf. graphiques II-A à II-D). Pour les salariés de 30-49 ans, les enseignements précédents (stabilité de l'insécurité selon que l'ancienneté dépasse cinq ans, hausse sinon) sont globalement confirmés. Tout d'abord, à chaque période, on constate bien la relation décroissante entre ancienneté et insécurité.

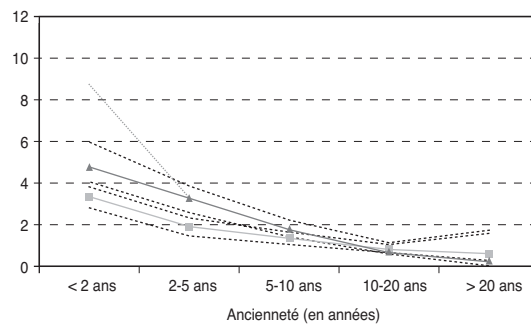
Cette relation *s'accroît* considérablement, pour l'essentiel par une augmentation de l'insécurité pour les salariés de moins de cinq ans d'ancienneté, et sans doute (mais à la limite de la significativité) pour ceux de cinq à dix ans d'ancienneté. *A contrario*, l'insécurité n'a pas significativement augmenté pour les salariés de plus de dix ans d'ancienneté : ce résultat tranche de façon décisive avec ce qui a été observé aux États-Unis. 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 y compris pour les salariés de plus de dix 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,

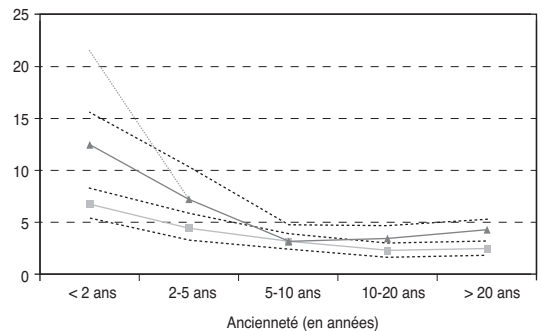
4. Les données ne permettent pas d'identifier ces contrats particuliers avant 1980 (les CDD existent depuis 1979, même si leur extension a été progressive) ; ils représentent cependant au plus une faible minorité de l'échantillon de la période 1976-1980.

Graphique II
Taux de transition de l'emploi vers le non-emploi prédits selon la période et l'ancienneté (en %)

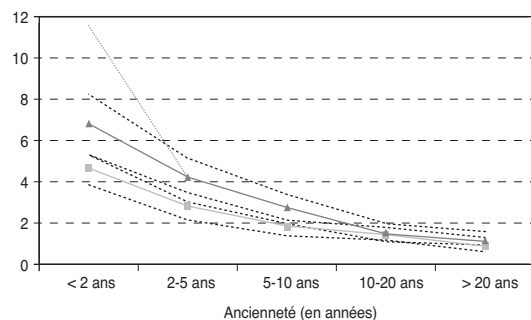
A - Hommes salariés de 30 à 39 ans



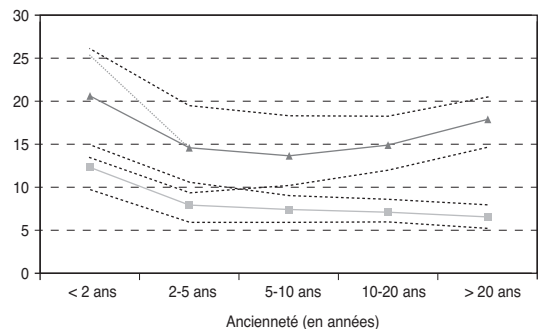
C - Hommes salariés de 50 à 54 ans



B - Hommes salariés de 40 à 49 ans



D - Hommes salariés de 55 à 58 ans



—■— s₁ —▲— s₂ CDI seulement —●— s₂ tous contrats (intervalles de confiance à 95%)

Lecture : en 1976-1980 (s₁), le risque de passer de l'emploi au non-emploi est de 3,4 % pour un homme de 30-39 ans. En 1997-1999 (s₂), toutes choses égales par ailleurs, ce risque est de 4,8 % pour une personne en CDI, et le risque moyen pondéré sur l'ensemble des contrats (CDI, CDD, intérim, stage de la formation professionnelle) est de 8,7 % (les intervalles de confiance à 95 % sont indiqués en pointillés).

Source : Enquêtes Emploi, Insee.

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 variable *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 (1). 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 que du chômage permet de les inclure parmi les départs involontaires de l'emploi. Évidemment, c'est une correction excessive (puisque cela conduit à prendre en compte 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 (Cohen et Dupas, 2000). Finalement, le choix du non-emploi plutôt que du chômage, sans véritable conséquence avant 50 ans (2), 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, la mesure que l'on retient surestime alors la hausse de l'insécurité.

Le problème n'est cependant pas décisif. 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 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 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 l'on n'applique pas cette méthode vient *renforcer* le principal résultat 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

→

1. 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.

2. 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.

stages de la formation professionnelle) accuse plus encore la hausse de l'insécurité de l'emploi en deçà de deux ans d'ancienneté. 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 (cf. tableau 2).

En résumé, la hausse des transitions vers le non-emploi – générale, après 55 ans – ne concerne aux âges médians que les salariés d'ancienneté inférieure à cinq ou dix 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.

La suite du diagnostic empirique examine si ces résultats agrégés sont généraux, en envisageant successivement les salariés d'âge médian et les salariés âgés.

Cette stabilité est commune à la plupart des catégories de salariés d'âge médian

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 ?

Tableau 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)

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
Ensemble (moyenne pondérée)	9	12	21	25

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 catégorie socioprofessionnelle, 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.

Encadré 2 (suite)

enquête (3). Chaque année cependant, des personnes refusent de répondre ou ne sont pas enquêtées car elles 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. Dès lors, le risque de sous-estimation du risque des pertes d'emploi est vérifié (mais très léger), particulièrement en fin de période. Mais cette sous-estimation ne concerne pas les salariés d'ancienneté élevée. Les faits dégagés ne sont donc pas remis en cause.

3. 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.

Une analyse « toutes choses égales par ailleurs » est reconduite au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle, pour chaque niveau d'ancienneté (cf. encadré 3). On maintient dans les résultats la distinction, pour les salariés de moins de deux ans d'ancienneté, entre les CDI seulement et l'ensemble des contrats (cf. première partie du tableau 3).

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 cinq ou dix ans d'ancienneté cependant, il n'y a pas de hausse significative : le rôle protecteur de l'ancienneté s'est maintenu.

Encadré 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 1976-1980 et 1997-1999) 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 δ_{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 variables 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 (1976-1980), 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 :

$$\widehat{\Pr}(s_{iat} = 1 / x_{iat} = x_{01}, contrat_k) = \Lambda(\widehat{\gamma}'x_{01} + \widehat{\zeta}_k + \widehat{\delta}_{at})$$

La probabilité prédite pour « tous contrats » est une moyenne pondérée :

$$\begin{aligned} \widehat{\Pr}(s_{iat} = 1 / x_{iat} = x_{01}) \\ = \sum_k p_k \cdot \widehat{\Pr}(s_{iat} = 1 / x_{iat} = x_{01}, contrat_k) \end{aligned}$$

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. On part pour cela du modèle simple suivant où les coefficients α_{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 α_{at} dès qu'il y a de l'hétérogénéité inobservée. Soit λ_{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 :

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

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

$$u_{iat} \text{ i.i.d.}, E(u_{iat}) = 0$$

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 d'isoler ces deux effets ; cela supposerait un modèle de durée avec hétérogénéité inobservée qui dépasse le cadre de cet article. L'interprétation des résultats tient donc compte des différentes possibilités.

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 apparaît moins discriminant que la catégorie socioprofessionnelle (cf. seconde partie du tableau 3). 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 (cf. tableau 4, première partie). Le contraste le plus intéressant

concerne les salariés de plus de deux ans d'ancienneté. Pour les entreprises de plus de 50 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 500 salariés, on observe même une légère baisse (- 0,3 point), statistiquement significative.

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 laissée de côté du fait de ses faibles effectifs salariés.

Tableau 3

Hausses 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)

	Ancienneté dans l'entreprise				
	Moins de 2 ans		2 à 5 ans	5 à 10 ans	Plus de 10 ans
	CDI seulement	Tous contrats			
Par catégorie socioprofessionnelle					
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
Par niveau de formation initiale					
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 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, Insee, calculs de l'auteur.

C'est dans l'industrie et la construction que le rôle protecteur de l'ancienneté se maintient le plus nettement (cf. deuxième partie du tableau 4). 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. À l'inverse, dans l'industrie, une hausse de l'insécurité significative ne se manifeste 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 résultat 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 (CDI, 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 très marqué dans l'industrie et les grandes entreprises, où il joue dès deux ans d'ancienneté.

Les travailleurs de plus de 50 ans connaissent une dégradation spécifique de l'emploi

La dégradation de l'emploi des travailleurs âgés dans les pays de l'OCDE et en particulier en

Tableau 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 (hommes salariés de 30 à 49 ans)

	Ancienneté dans l'entreprise				
	Moins de 2 ans		2 à 5 ans	5 à 10 ans	Plus de 10 ans
	CDI seulement	Tous contrats			
Par taille d'entreprise					
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
Par secteur d'activité					
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, Insee, calculs de l'auteur.

France est bien connue (5) et l'objectif n'est pas d'en faire ici l'analyse *in extenso*, mais simplement de repérer quelques faits susceptibles de permettre l'articulation avec l'évolution générale de l'insécurité de l'emploi observée aux autres âges.

La hausse de l'insécurité étant apparue comme indépendante de l'ancienneté après 55 ans, l'analyse regroupe ici les niveaux d'ancienneté. Les deux sous-catégories d'âge sont étudiées à la fois séparément et conjointement. L'intérêt de regrouper les 50-58 ans est de se prémunir contre d'éventuels effets de sélection qui pourraient être marqués chez les plus de 55 ans ; une partie des travailleurs ayant déjà été évincés entre 50 et 54 ans, ceux qui restent après 55 ans présentent peut-être des caractéristiques spécifiques (6). On peut présumer que de tels biais sont plus limités avant 50 ans. Enfin, fixer à 58 ans le plafond d'âge permet de limiter les effets mécaniques de l'abaissement de l'âge légal de départ en retraite à 60 ans, qui a eu lieu en 1982 (7).

Un modèle *logit* permet une double analyse, transversale et longitudinale, des transitions vers le non-emploi des salariés de plus de 50 ans (cf. tableau 5).

Dans la dimension transversale, en examinant d'abord les 50-58 ans regroupés, on observe de façon prévisible que les transitions vers le non-emploi augmentent lors des années de faible croissance, avec l'âge du salarié et avec les contrats précaires (8). Aucune tendance nette n'apparaît pour la taille de l'entreprise. En 1976-1980, le niveau de diplôme joue significativement en faveur du maintien dans l'emploi, sauf dans le secteur de l'administration, l'éducation, la santé et l'action sociale. Enfin, les transitions sont significativement plus nombreuses, en 1976-1980, dans l'industrie que dans les services, mais la différence s'estompe en 1997-1999.

Dans l'ensemble, ces faits confirment des tendances attendues. La prise en compte séparée des 50-54 ans et 55-59 ans modifie principalement la perception du rôle de la taille des entreprises. Les transitions sont, en effet, plus fréquentes pour les plus petites entreprises entre 50 et 54 ans, et pour les plus grandes entre 55 et 59 ans. On peut faire l'hypothèse que cette différence selon l'âge correspond au fait que les grandes entreprises ont davantage recours aux préretraites (après 55 ans) que les petites, ceci

s'expliquant au moins en partie par l'existence d'un accès plus aisé et moins coûteux.

Dans la dimension longitudinale, le modèle permet d'évaluer (toutes choses égales par ailleurs en termes de taille d'entreprise et de type de contrat) les évolutions de l'insécurité de l'emploi au sein de catégories croisant secteur et diplôme. La colonne « significativité des évolutions » indique lorsqu'il y a eu une hausse significative de l'insécurité (cf. tableau 5). Pour les 55-58 ans, le risque de perte d'emploi a augmenté significativement dans tous les secteurs et aux deux niveaux de diplôme. Pour les 50-54 ans, il y a un contraste intéressant entre l'industrie, où la hausse des transitions concerne les plus diplômés (9), et les services, où elle touche significativement les moins diplômés. Ce résultat s'inscrit en faux par rapport à une explication qui voit dans la dégradation de l'emploi des travailleurs âgés la conséquence d'un progrès technique défavorable aux salariés âgés et peu qualifiés ; à moins qu'on explique pourquoi ce biais du progrès technique

5. Voir notamment Bommier et al. (2001) pour une revue de la littérature économique ; Blanchet et Marioni (1996) pour une analyse statistique historique sur la France ; Guillemard (2003) pour une perspective sociologique appuyée sur la comparaison internationale. Cette littérature envisage trois facteurs explicatifs du faible emploi des travailleurs âgés : les insuffisances de l'offre, de la demande et les politiques publiques (notamment, les dispositifs de cessation anticipée d'activité). Ces trois dimensions sont en général perçues comme complémentaires. Le côté demande, qui est celui vers lequel penchent les interprétations de cet article, est moins bien connu scientifiquement (Bommier et al., 2001) et aussi souvent ignoré par les acteurs (Guillemard, 2003).

6. La sélection sur les caractéristiques observables est contrôlée par l'analyse « toutes choses égales par ailleurs » qui est menée. Mais il reste le risque d'une sélection sur des caractéristiques inobservées.

7. Des effets de diffusion sont néanmoins possibles. En particulier, Guillemard (2003) soutient que l'abaissement de l'âge de la retraite à 60 ans a eu pour objectif et pour conséquence de recentrer les cessations anticipées d'activité sur les 55-59 ans. Un autre effet de diffusion est ici vraisemblablement évité : celui qui correspond à l'influence du départ en retraite du conjoint sur son épouse, signalé par Bommier et al. (2001), puisque seuls sont pris en compte les hommes.

8. Cet effet des contrats précaires est particulièrement marqué pour les 50-54 ans, moins pour les 55-58 ans. Cela pourrait être un signe de sélection : certains salariés en contrat précaire à 50-54 ans auraient des caractéristiques inobservées qui les désavantageraient sur le marché du travail ; ils disparaîtraient de l'emploi avant 55 ans, ce qui expliquerait qu'en moyenne les salariés en contrat précaire après 55 ans ne sont plus aussi vulnérables.

9. Cette hausse plus forte des transitions pour les plus diplômés peut se lire comme un « rattrapage » dans la mesure où ils quittaient moins fréquemment l'emploi entre 1976 et 1980 : les conditions initiales pèsent bien évidemment sur les évolutions observées.

affecte seulement les salariés âgés peu qualifiés des services (10).

Finalement, l'analyse des transitions vers le non-emploi passé 50 ans montre une dégradation généralisée. L'industrie, où les départs anticipés étaient plus fréquents en 1976-1980, est largement rattrapée par les services en 1997-1999. L'effet de la qualification est contrasté : la hausse de l'insécurité a particulièrement touché les plus qualifiés dans l'industrie et les moins qualifiés dans les services.

Si l'on rassemble toutes les classes d'âge (de 30 à 58 ans), trois grands résultats se dégagent :

10. Pour vérifier la robustesse de ce résultat inattendu, d'autres spécifications ont été testées. D'une part, sur l'échantillon complet, le même modèle a été estimé en ajoutant la catégorie socio-professionnelle parmi les variables de contrôle, puis en croisant période, secteur et catégorie socioprofessionnelle et en gardant le diplôme comme variable de contrôle. Ces différentes spécifications peuvent se justifier selon qu'on pense que les différences de qualification sont mieux reflétées, pour les salariés âgés, par la catégorie socio-professionnelle ou le diplôme. Qualitativement, elles conduisent au même résultat : les travailleurs âgés moins qualifiés, que ce soit en termes de diplôme ou de catégorie socio-professionnelle, n'ont pas connu une hausse plus importante de l'insécurité de l'emploi que leurs homologues plus qualifiés. En se focalisant sur l'industrie, d'autre part, on a étudié un modèle logit pour les seuls ouvriers, en croisant parmi les variables explicatives le diplôme (le seuil étant cette fois situé au niveau du BEPC) et la taille des entreprises (le progrès technique ayant pu affecter davantage les entreprises de grande taille). Les résultats vont également à l'encontre d'un progrès technique biaisé défavorable aux plus âgés moins qualifiés, au sens où les évolutions ne sont pas plus défavorables pour les moins diplômés.

Tableau 5
Déterminants des transitions emploi/non-emploi pour les hommes salariés de plus de 50 ans

Variable		50-58 ans			50-54 ans			55-58 ans		
Variable dépendante		Indicatrice de transition emploi/non-emploi			Indicatrice de transition emploi/non-emploi			Indicatrice de transition emploi/non-emploi		
Nombre d'observations		23 870			15 577			8 258		
Croissance annuelle du PIB réel		- 0,14 (0,04)			- 0,07 (0,06)			- 0,17 (0,05)		
Indicatrice de contrat précaire		1,68 (0,14)			2,20 (0,17)			0,81 (0,24)		
Âge		0,27 (0,01)			0,14 (0,03)			0,21 (0,03)		
Taille de l'entreprise (Réf. : plus de 500 salariés)	Moins de 10 salariés	- 0,02 (0,08)			0,40 (0,13)			- 0,30 (0,11)		
	10 à 49 salariés	- 0,08 (0,09)			0,31 (0,14)			- 0,35 (0,12)		
	50 à 499 salariés	- 0,23 (0,08)			0,02 (0,13)			- 0,39 (0,10)		
	Info. manquante	0,17 (0,08)			0,46 (0,12)			- 0,02 (0,11)		
		1976-1980	1997-1999	Signif. des évolutions	1976-1980	1997-1999	Signif. des évolutions	1976-1980	1997-1999	Signif. des évolutions
Industrie	Bac ou plus	- 0,82 (0,21)	0,24 (0,16)	**	- 1,67 (0,51)	- 0,13 (0,28)	**	- 0,51 (0,23)	0,41 (0,19)	**
	Moins que le bac	<i>Réf.</i>	0,44 (0,09)	**	<i>Réf.</i>	- 0,17 (0,15)	n.s.	<i>Réf.</i>	0,85 (0,11)	**
Construction	Bac ou plus	- 2,02 (1,01)	- 0,14 (0,49)	n.s.	- 1,10 (1,01)	- 0,01 (0,73)	n.s.	n.d.	- 0,08 (0,62)	n.d.
	Moins que le bac	0,06 (0,12)	0,39 (0,14)	*	0,22 (0,16)	- 0,03 (0,22)	n.s.	- 0,13 (0,17)	0,66 (0,18)	**
Services	Bac ou plus	- 0,73 (0,21)	0,02 (0,15)	**	- 0,65 (0,31)	- 0,30 (0,22)	n.s.	- 0,80 (0,29)	0,27 (0,20)	**
	Moins que le bac	- 0,26 (0,10)	0,58 (0,09)	**	- 0,54 (0,15)	0,20 (0,14)	**	- 0,07 (0,12)	0,84 (0,12)	*
Administration, éducation, santé, social	Bac ou plus	- 0,92 (0,21)	- 0,57 (0,16)	n.s.	- 1,43 (0,46)	- 1,35 (0,30)	n.s.	- 0,68 (0,24)	- 0,13 (0,19)	*
	Moins que le bac	- 0,78 (0,15)	0,18 (0,12)	**	- 0,89 (0,23)	- 0,16 (0,18)	**	- 0,69 (0,18)	0,41 (0,16)	**

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, un salarié d'une entreprise de 50 à 499 salariés aurait moins de chances de connaître une transition vers le non-emploi (coefficient de - 0,23, significatif avec un écart-type de 0,08) qu'un salarié d'une entreprise de plus de 500 salariés. Entre 1976-1980 et 1997-1999, le risque de perte d'emploi de l'individu de référence a significativement augmenté (coefficient de + 0,44 avec un écart-type de 0,09 : la différence est positive et significative au seuil de 1 % (**)). Dans le modèle logit utilisé, l'individu de référence est un ouvrier non qualifié de l'industrie, d'un établissement de grande taille (plus de 500 salariés). Le premier nombre donne le coefficient estimé, l'écart-type est en dessous entre parenthèses et en italique. La troisième sous-colonne donne le résultat du test de l'évolution entre 1976-1980 et 1997-1999 : hausse significative à 1 % (**), à 5 % (*) ou changement non significatif (n.s.).

Source : Enquêtes Emploi, Insee.

1) une hausse marquée de l'insécurité pour les salariés de faible ancienneté (moins de cinq ans d'ancienneté), y compris si on se restreint aux seuls CDI ;

2) l'absence de changement pour les salariés de 30-49 ans de plus de dix ans d'ancienneté, qui ne semblent pas atteints par l'insécurité croissante ;

3) la très forte hausse des transitions vers le non-emploi pour les salariés de 55-58 ans.

De ces trois résultats, le deuxième est le moins attendu. Mais la portée des deux autres reste importante. Le premier confirme que la hausse de l'insécurité n'est pas l'effet mécanique d'une extension de formes de contrats précaires. 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 (Courtieux, 2001) ?

D'autres faits, moins généraux, apparaissent aussi, principalement :

- le rôle protecteur de l'ancienneté aux âges médians est particulièrement marqué dans les grandes entreprises et dans l'industrie, qui ont par ailleurs fortement recours aux préretraites ;

- l'impact des contrats précaires (CDD, intérim, stages de la formation professionnelle) est le plus marqué pour les moins qualifiés et dans les services ;

- les salariés de 50-54 ans connaissent une évolution en général intermédiaire : le rôle protecteur de l'ancienneté est légèrement et non uniformément érodé ;

- la hausse de l'insécurité pour les salariés de faible ancienneté ou de plus de 50 ans est variable d'un secteur à l'autre ; parmi les plus de 50 ans, elle touche particulièrement les plus diplômés dans l'industrie et les moins diplômés dans les services.

Quelques pistes d'interprétation

La difficulté de l'interprétation de ces résultats 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 avec l'ancienneté (jusqu'à un éventuel niveau stationnaire), ce qui augmente la valeur de l'emploi par rapport aux alternatives extérieures et le rend 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, puis avec l'ancienneté, incitant de plus en plus l'employeur à maintenir l'emploi, même en cas de choc défavorable (11). 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, 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. Il faut donc tenir compte de cette hétérogénéité inobservée pour ne pas surestimer le rôle protecteur propre de l'ancienneté (cf. encadré 3).

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 observés, afin d'évaluer le potentiel explicatif des différents scénarios (12).

11. 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 pas, en effet, modifier les décisions de séparation si le contrat est bien négocié (Lazear, 1990). Quoiqu'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 (cf. en particulier, Blanchard et Landier (2000)).

12. 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 résultats constatés ? A contrario, quels scénarios s'avèrent insuffisants, pris isolément ?

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 s'expriment ainsi : 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 (cf. graphique III-A). La hausse de l'incertitude doit, pour sa part, 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 sur le graphique III-B.

Ces graphiques sont, bien entendu, illustratifs, faute de modèle étalonné empiriquement du profil d'accumulation du capital humain spécifique. L'information dont on dispose est soit indirecte, lorsqu'elle passe par l'estimation des rendements de l'ancienneté (13), soit assez fruste, lorsqu'elle s'appuie sur les mesures d'incidence de la formation continue (14). Cependant, indépendamment du profil précis d'accumulation, une baisse généralisée du rendement de l'ancienneté (ou une hausse de l'incertitude) semble, dans tous les cas, devoir affecter défavorablement les salariés anciens et accroître leur insécurité. Cette prédiction minimale suffit ici pour une première confrontation aux faits.

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 (Caroli, 2000). La seconde hypothèse évoquée par la littérature économique est l'apparition de nouveaux modè-

les 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, cf. DiPrete *et al.* (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 test de cette hypothèse, cf. Bertrand (1999)). Au niveau macroéconomique, les causes potentielles sont multiples – baisse du rôle des politiques macroéconomiques, mobilité du capital (cf. Beffa *et al.* (1999) pour un panorama en lien avec le marché du travail).

*Malgré les arguments théoriques et empiriques évoqués en leur faveur, ces deux scénarios ne parviennent pas, seuls, à rendre compte d'un des résultats observés, le maintien du rôle protecteur de l'ancienneté aux âges médians. C'est ce qu'on peut voir en confrontant les graphiques II-A et II-B aux graphiques III-A et III-B. 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 ne 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. Cela 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. Mais l'impact de ces changements a dû alors être infléchi par d'autres mécanismes (par exemple, institutionnels) pour conduire à des effets différenciés selon l'ancienneté. Par exemple, on verra que la prise en compte de contrats implicites de long terme peut expliquer, sous certaines conditions, que la montée de l'insécurité de l'emploi épargne les salariés plus anciens (cf. *infra*).*

13. Outre les rendements en termes de sécurité de l'emploi, étudiés ici, la littérature empirique s'est surtout penchée sur les rendements salariaux de l'ancienneté. En raison de multiples biais de sélection, ceux-ci s'avèrent particulièrement difficiles à mesurer, et on ne dispose pas d'évaluations consensuelles (pour une revue de cette littérature, cf. Altonji et Williams (1997)).

14. Voir par exemple Behaghel (2002) qui étudie le taux d'accès à la formation continue selon l'âge et son évolution dans le temps. Les profils obtenus indiquent que l'accumulation de capital humain décline (modérément) aux âges élevés. Cependant, cette mesure mêle formation générale et spécifique.

Les limites de l'explication par la réforme de la protection de l'emploi

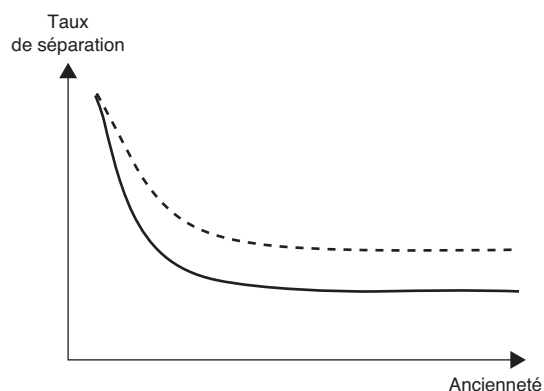
Le troisième scénario se fonde sur la « réforme partielle » qu'a connue la protection de l'emploi (Blanchard et Landier, 2000). On montre en effet que la différence de protection entre CDD et CDI doit conduire les employeurs

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 par le graphique III-E.

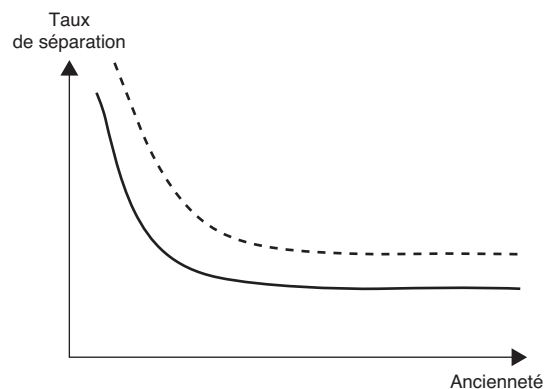
Graphique III

Impact théorique de différents chocs sur le profil d'insécurité de l'emploi selon l'ancienneté

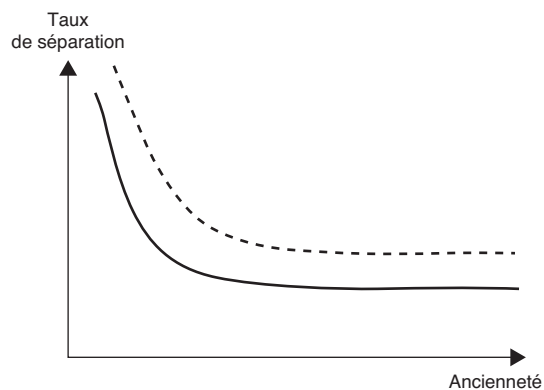
A - Effet d'une baisse du rendement du capital humain spécifique



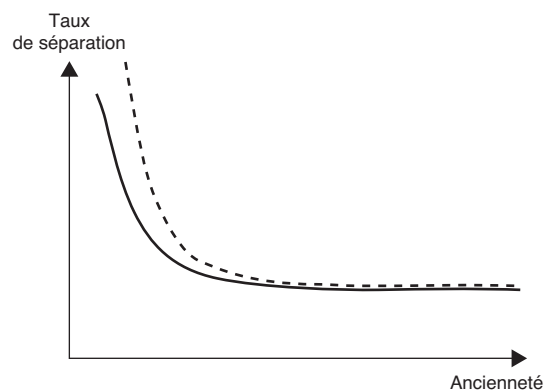
C - Déclin des contrats de long terme, avec rupture de contrats existants



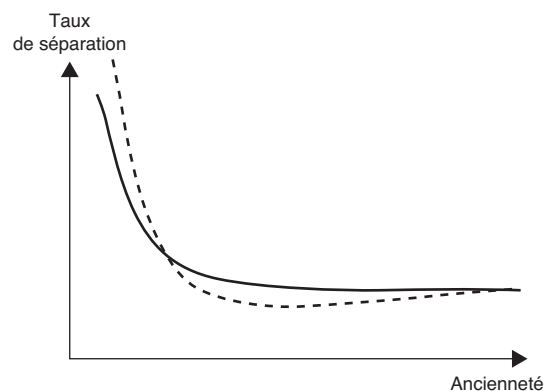
B - Effet d'une hausse de l'incertitude



D - Déclin des contrats de long terme, sans rupture de contrats existants



E - Réforme partielle de la protection de l'emploi



L'analyse empirique a mis en évidence le bien-fondé partiel de ce scénario. Parmi les salariés de moins de deux ans d'ancienneté, une part importante de la hausse de l'insécurité correspond à la montée en puissance des contrats précaires. Cependant, même pour les salariés de moins de deux ans d'ancienneté, une partie de la hausse de l'insécurité concerne des CDI traditionnels. Et l'explication par les CDD – renouvelables au plus pour 18 mois, en principe – ne vaut plus pour les salariés de deux à cinq ans d'ancienneté du privé, pour lesquels l'insécurité de l'emploi augmente cependant significativement.

La comparaison avec les faits observés (cf. graphique II) montre donc qu'une explication fondée exclusivement sur l'évolution de la protection de l'emploi est insuffisante. 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 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 d'âge médian en CDI et jusqu'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.

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 (cf. encadré 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.

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, 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, cer-

tains 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, cf. 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. On retrouve donc là des éléments des deux premiers scénarios, ce qui illustre bien que les différents scénarios peuvent se compléter. Cependant, un déclin des contrats de long terme peut aussi provenir d'autres causes. En particulier, des modèles inspirés de la théorie des jeux ont insisté sur le rôle de la structure financière et de la pression concurrentielle en ce qu'ils influencent l'horizon temporel de l'employeur, et donc la crédibilité des contrats de long terme (Bertrand, 1999). Moriguchi (2003) insiste sur les problèmes de transmission de l'information et de confiance, ainsi que sur l'existence d'irréversibilités liées aux choix technologiques et institutionnels en réponse à des chocs récessifs (comme celui de la crise des années 1930). Aux États-Unis, cela expliquerait l'abandon des contrats implicites de long terme, sur lesquels s'appuyait le « *corporate welfarism* » (15) jusque dans les années 1930. Une autre cause de déclin possible des contrats de long terme, enfin, vient des déséquilibres démographiques de certains secteurs suite aux gels des recrutements à partir des années 1970, qui auraient perturbé un système de financement par « répartition » entre générations de la rémunération à l'ancienneté (Gautié, 2003). Ces différents facteurs potentiels de déclenchement d'un déclin des contrats de long terme montrent comment ce scénario ne se réduit pas à une simple extension des deux premiers scénarios.

L'hypothèse d'un déclin des contrats implicites de long terme peut expliquer les résultats, en considérant qu'il peut prendre deux formes :

15. Le « *corporate welfarism* » est défini par Moriguchi comme un ensemble de pratiques de gestion du personnel concernant en particulier les ouvriers, qui s'est développé après la Première Guerre mondiale aux États-Unis et au Japon. Il se caractérise par l'octroi d'avantages non salariaux (assurance santé, retraite, prêts immobiliers, etc.), une plus grande sécurité de l'emploi et la mise en place d'instances de représentation des ouvriers.

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 économique 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 (l'assurance de son emploi et de son salaire) 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 limite fortement les possibilités (1). Soit on s'appuie sur un mécanisme de réputation, par lequel le marché (en l'occurrence, les autres travailleurs) remplace le juge en sanctionnant un employeur qui trahit ses engagements. Le problème est de justifier à partir de quelle information les acteurs du marché peuvent exercer un contrôle plus efficace que le juge. 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 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 leurs comportements 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 son employé à l'effort, est de menacer de le 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 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 rupture par 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 *intrafirme* 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.

1. 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.

avec ou sans rupture. Dans le cas du déclin sans rupture, 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 rupture, 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 assurantiel implicites est, en effet, que l'employeur a un intérêt de court terme à dénoncer le contrat en cas de choc défavorable. On considère en général qu'il ne le fait pas en raison de coûts de réputation. Plus spécifiquement, dans le modèle de réputation intra-firme de Bull (1987), l'employeur ne rompt pas car il ne pourrait plus alors proposer de tels contrats de façon crédible aux nouvelles générations de travailleurs, témoins de son comportement. 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 rompre 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, etc.) : la question d'un déclin avec ou sans rupture reste donc ouverte.

Les conséquences des deux cas de déclin des contrats de long terme, respectivement avec et sans rupture, sont illustrées par les graphiques III-C et III-D. *Le scénario d'un déclin des contrats de long terme sans trahison est compatible avec les trois principaux résultats.* 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 restants ou presque sont des contrats de long terme. Si ces contrats ne sont pas rompus, 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.

Cette description est séduisante. Elle offre, en particulier, une piste d'endogénéisation du dispositif institutionnel des préretraites, qui s'est 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.

Il est important de préciser le lien qu'on peut faire entre ce scénario et la littérature économique existante sur le faible emploi des salariés âgés. Cette littérature considère en général les explications par l'offre et la demande de travail ainsi que par les politiques publiques comme complémentaires. L'interprétation proposée, bien qu'elle soit axée sur la demande, ne vise pas à gommer les effets d'offre ni ceux des politiques publiques, qui sont patents et bien observés. Simplement, elle propose de dépasser une analyse qui considère les dispositifs de cessation anticipée d'activité comme exogènes. En ce sens, elle converge notamment avec les travaux de Guillemard (2003) qui insiste sur la résistance remarquable des systèmes de préretraite et explicite les mécanismes de demande de travail. Parmi les explications de cette insuffisance de la demande de travail, l'analyse théorique et empirique conduit à privilégier le déclin des contrats de long terme, qui s'articule bien avec le maintien du rôle protecteur de l'ancienneté, plutôt que l'hypothèse d'un biais technologique contre les travailleurs âgés peu qualifiés, qui n'a pas été confirmée par les analyses désagrégées effectuées.

Enfin, ce scénario permettrait 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 al.*, 1995), alors que les ajustements semblent avoir pris, en France, des formes davantage négociées.

* *
*

En résumé, un double contraste doit être pris en compte dans l'étude de l'évolution de l'insécurité de l'emploi. Le premier a trait aux fortes différences selon l'âge et l'ancienneté en France, l'absence de hausse de l'insécurité pour les salariés d'âge médian s'accompagnant de l'éviction massive des salariés âgés, y compris anciens. Le second tient à la comparaison internationale, les États-Unis enregistrant, contrairement à la France, un déclin du rôle protecteur de l'ancienneté. Le déclin des contrats de long terme selon deux modalités différentes (avec rupture aux États-Unis, sans rupture en France) est une piste séduisante pour expliquer simultanément ces faits. En France, l'éviction des salariés âgés (y compris à forte ancienneté) aurait été la condition de possibilité et du coup (pour partie) la conséquence du maintien des contrats de long terme avec les salariés anciens d'âge médian.

Cette hypothèse reste à étayer plus précisément que par les résultats constatés. Les quelques investigations désagrégées effectuées sont encourageantes, notamment lorsque l'on considère la taille des entreprises. En effet, les grandes entreprises, où ont été largement observés

les marchés internes et leurs contrats de long terme (cf. en particulier Baker *et al.* (1994)) ont particulièrement protégé leurs salariés anciens d'âge médian, et évincé leurs salariés âgés par préretraites. Néanmoins, d'autres hypothèses demeurent possibles, quitte à se compléter mutuellement pour expliquer le faible emploi des travailleurs âgés, d'une part, et la hausse de l'insécurité, d'autre part. Le fait qu'une explication soit intégrée n'est pas un mérite suffisant.

Par ailleurs, le déclin des contrats de long terme peut lui-même avoir de multiples causes. Cette hypothèse n'est donc qu'une étape qui ouvre largement le faisceau des facteurs possibles de l'insécurité de l'emploi, au-delà de la technologie et de la protection de l'emploi, qui sont les facteurs généralement évoqués. Identifier ces causes en amont du déclin des contrats de long terme est la prochaine étape. Elle permettra sans doute de valider ou de réfuter plus sûrement l'hypothèse. Des travaux empiriques ciblés 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. □

L'auteur remercie tout particulièrement Jérôme Gautié et Marc Gurgand pour leurs conseils attentifs, deux relecteurs d'une première version de cet article pour leurs critiques constructives, 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 reste de sa responsabilité.

BIBLIOGRAPHIE

Altonji G.J. et Williams N. (1997), « Do Wages Rise with Seniority? A Reassessment », NBER Working Paper, n° 6010, pp. 1-46.

Amossé T. (2003), « Vingt-cinq ans de transformation des mobilités sur le marché du travail », *Données Sociales – La société française – Édition 2002-2003*, pp. 235-242.

Baily M.N. (1974), « Wages and Employment Under Uncertain Demand », *Review of Economic Studies*, vol. 41, n° 1, pp. 37-50.

Baker G., Gibbs M. et Holmstrom B. (1994), « The Wage Policy of a Firm », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n° 4, pp. 921-955.

Beffa J.-L., Boyer R. et Touffut J.-P. (1999), « Les relations salariales en France : État, entreprises, marchés financiers », Notes de la fondation Saint-Simon, n° 107.

Behaghel L. (2002), « 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, n° 18.

Bertrand M. (1999), « From the Invisible Handshake to the Invisible Hand? How Import Competition changes the Employment Relationships », NBER Working Paper, n° 6900.

Blanchard O. et Landier A. (2002), « The Perverse Effects of Partial Labor Market Reform:

Fixed-Duration Contracts in France », *Economic Journal*, vol. 112, n° 480, pp. F214-244

Blanchet D. et Marioni P. (1996), « L'activité après 55 ans : évolutions récentes et éléments de prospective », *Économie et Statistique*, n° 300, pp. 105-119.

Bommier A., Magnac T. et Roger M. (2001), « Quels sont les effets des modifications des systèmes de retraite sur les taux d'activité des travailleurs âgés ? », *Revue Française d'Économie*, n° 16, pp. 79-124.

Bull C. (1987), « The Existence of Self-Enforcing Implicit Contracts », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, n° 1, pp. 147-159.

Cahuc P. et Postel-Vinay F. (2002), « Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance », *Labour Economics*, vol. 9, n° 1, pp. 63-91.

Caroli È. (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, n° 00-10.

Cohen D. et Dupas P. (2000), « Trajectoires comparées de chômeurs en France et aux États-Unis », *Économie et Statistique*, n° 332-333, pp. 17-26.

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 Maurin É. (2002), « Internal Labor Markets et Earning Trajectories in the Post Fordist Economy: An Analysis of Recent Trends », *Social Science Research*, n° 31, pp. 175-202.

Fougère D. et 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. et Maurin É. (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 Neumark D. (1995), « Do Hostile Takeovers Reduce Extramarginal Wage Payments? », *Review of Economics and Statistics*, vol. 77, n° 3, pp. 470-485.

Goux D., Maurin É. et Pauchet M. (2001), « Fixed-Term Contracts and the Dynamics of Labour Demand », *European Economic Review*, vol. 45, n° 3, pp. 533-552.

Guillemard A.-M. (2003), *L'âge de l'emploi. Les sociétés à l'épreuve du vieillissement*, Paris, Armand Colin.

Holmstrom B. (1981), « Contractual Models of the Labor Market », *American Economic Review*, vol. 71, n° 2, pp. 308-313.

Idson T. et Valletta R. (1996), « Seniority, Sectoral Decline and Employee Retention: an Analysis of Layoff Unemployment Spells », *Journal of Labor Economics*, vol. 14, n° 4, pp. 654-676.

Lazear E.P. (1979), « Why is There Mandatory Retirement? », *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 6, pp. 1261-1284.

Lazear E.P. (1986), « Retirement from the Labor Force », in Ashenfelter O. et Layard R., *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, Elsevier, pp. 305-355.

Moriguchi C. (2003), « Implicit Contracts, the Great Depression and Institutional Change: a Comparative Analysis of US and Japanese Employment Relations, 1920-1940 », NBER Working Paper 9559.

Neumark D. (1999), « Changes in Job Stability and Job Security: a Collective Effort to Untangle, Reconcile, and Interpret the Evidence », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n° 4, pp. S29-64.

Shleifer A. et Summers L.H. (1988), « Breach of Trust in Hostile Takeovers », NBER Working Paper, n° 2342, pp. 1-38.

Valletta R. (1999), « Declining Job Security », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n° 4, pp. S170-197.

DESCRIPTION DE L'ÉCHANTILLON DE L'ENQUÊTE EMPLOI UTILISÉ

En %

		1976-1980	1997-1999
Nombre total d'observations (hommes salariés de 30-58 ans, initialement en emploi)		62 397	41 901
Secteur d'activité	Agriculture (secteur EA de la NES16)	2	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	35
	BEPC seul	6	7
	Aucun diplôme ou CEP	47	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	39	37
	40 à 49 ans	35	39
	50 à 54 ans	16	16
	55 à 59 ans	10	8
Type de contrat	CDI	-	95
	Stages de la formation professionnelle (CES, etc.)	-	1
	Intérim	-	1
	CDD	-	3
Sous-échantillon des salariés de moins de 2 ans d'ancienneté			
Type de contrat	CDI	-	70
	Stages de la formation professionnelle (CES, etc.)	-	7
	Intérim	-	9
	CDD	-	14

Source : Enquêtes Emploi, Insee.

ÉVOLUTION DU RISQUE DE PERTE D'EMPLOI : CHANGEMENTS STRUCTURELS OU CHANGEMENTS INSTITUTIONNELS ?

Fabien Postel-Vinay, Inra-Paris Jourdan, Crest-Insee et CEPR

En abordant de manière simple, lisible et compétente un sujet brûlant du débat public – l'insécurité de l'emploi – l'article de Luc Behaghel vient à point. Alors qu'une proportion croissante de salariés des pays de l'OCDE juge leur emploi instable (OCDE, 1997), et que ce sentiment d'insécurité est particulièrement fort en France (Postel-Vinay et Saint-Martin, 2003), le constat principal de l'auteur est clair et frappant : le risque de perte d'emploi a fortement augmenté entre 1976 et 1999 pour les salariés français de faible ancienneté, alors qu'il est resté remarquablement stable pour les salariés de plus grande ancienneté.

Deux grands types d'arguments sont avancés dans la littérature économique pour expliquer l'instabilité croissante de la relation d'emploi (1). D'une part, les arguments institutionnels : l'apparition puis l'incidence croissante dans les décennies 1980-1990 de contrats « atypiques » ou « précaires » (CDD, intérim, etc.), touchant par leur nature même les salariés de faible ancienneté, ont sans doute joué un rôle dans l'accroissement observé du risque de perte d'emploi encouru par ces salariés. D'autre part, les arguments que l'on peut qualifier, au sens large, de « technologiques et organisationnels » : les évolutions des modes de production, l'intensification de la concurrence sur beaucoup de marchés ont sans doute modifié fondamentalement la relation d'emploi, qui peut-être est devenue de ce fait de qualité plus incertaine à ses débuts, et donc plus instable.

Dans l'interprétation qu'il donne de ses résultats, Luc Behaghel envisage ces deux classes d'explications séparément. Et tout en montrant empiriquement l'importance de la première, il semble afficher une certaine préférence pour la seconde, en insistant sur « *les limites de l'explication par la réforme de la protection de l'emploi* ». C'est sur cette conclusion que je voudrais revenir dans ce commentaire. Pour le reste, comme on le verra, je partage presque entièrement l'analyse de cet excellent article.

Un retour sur les faits

Je ne prétends évidemment pas produire ici une analyse aussi complète et précise que Luc Beha-

ghel. Mais il me semble utile de montrer que l'on peut donner des faits une présentation légèrement différente.

Selon le constat de départ de l'auteur, les données des *Enquêtes Emploi* permettent en effet de construire des indicatrices de transitions annuelles de l'emploi salarié vers le non-emploi qui constituent la base d'une mesure directe et simple du risque de perte d'emploi encouru par les salariés.

L'échantillon que j'utilise, issu des *Enquêtes Emploi* de 1977 à 2000, diffère de celui de Luc Behaghel en deux points (2). En premier lieu, il choisit de restreindre son analyse aux hommes. Il est certain que les hommes et les femmes n'occupent pas les mêmes emplois et ne font pas face aux mêmes risques de perte d'emploi. S'intéresser également aux femmes aurait donc impliqué, pour Luc Behaghel, de doubler la quantité de résultats à présenter et à commenter, ce qui aurait sans doute rendu son article un peu indigeste. Comme je me borne à une analyse beaucoup plus sommaire, je peux me permettre de présenter séparément les résultats concernant les hommes et les femmes.

En second lieu, Luc Behaghel ne fait aucune distinction entre les salariés du secteur public et ceux du secteur privé. Cette absence de distinction est inhabituelle, et *a priori* problématique, lorsqu'on aborde la question de la sécurité de l'emploi. La gestion de la main-d'œuvre est en effet fondamentalement différente entre les secteurs public et privé, les données confirmant d'ailleurs que les salariés du public ne font pas du tout face aux mêmes risques que les salariés du privé. Je m'intéresse pour ma part aux seuls salariés du secteur privé.

Mon échantillon de base regroupe donc les salariés du secteur privé que je stratifie en deux sexes et quatre niveaux d'ancienneté calqués sur

1. Voir par exemple Givord et Maurin (2003) pour le cas français.
2. Plus un troisième qui est la fenêtre d'observation : l'échantillon de Luc Behaghel démarre en 1976, année pour laquelle je n'ai pu me procurer l'Enquête Emploi à temps pour ce commentaire.

ceux qu'utilise Luc Behaghel, à savoir moins de deux ans, entre deux et cinq ans, entre cinq et dix ans, et plus de dix ans. Comme lui, je concentre en outre mon analyse sur les salariés d'âge « médian » (entre 30 et 49 ans) (3). Muni de cet échantillon, on peut estimer des probabilités annuelles « brutes » de transition vers le non-emploi en calculant simplement la moyenne des indicatrices de transition par année et catégorie d'ancienneté (et bien sûr, séparément pour chaque sexe). Les probabilités ainsi construites sont indiquées sur le graphique I.

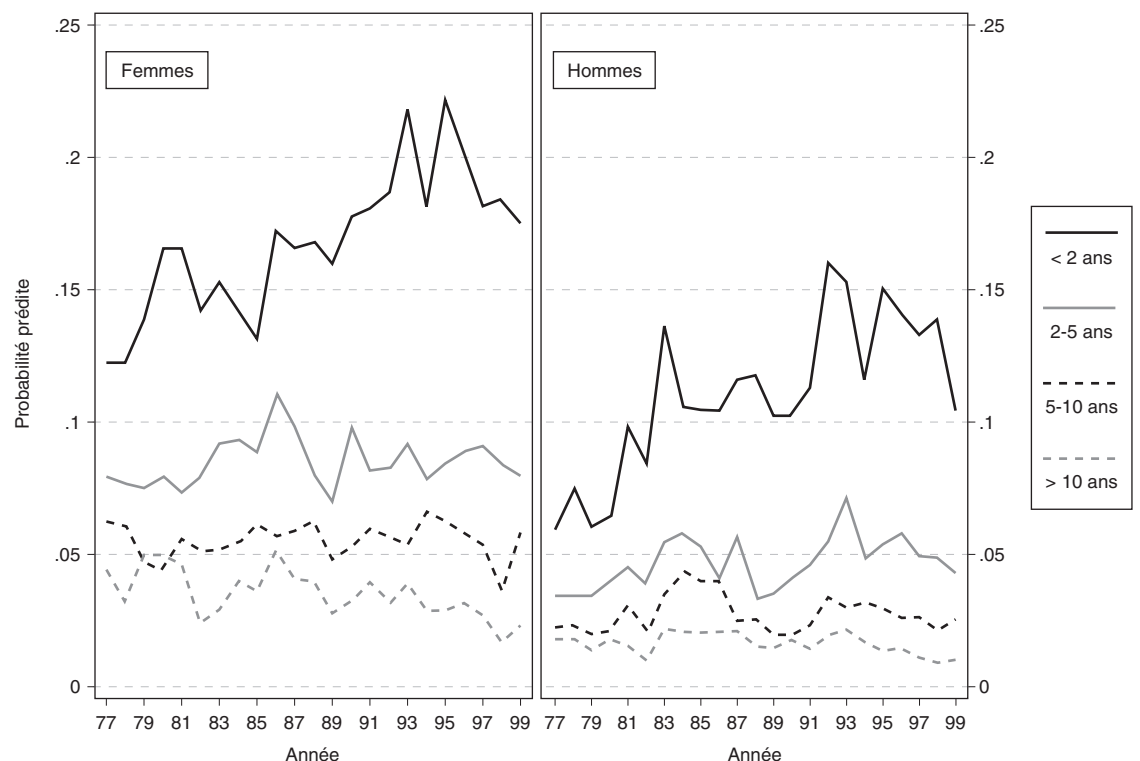
La partie droite du graphique I, qui concerne les hommes, est tout à fait semblable au graphique I de l'article. Le constat est sans appel : le risque annuel de perte d'emploi pour les hommes de moins de deux ans d'ancienneté a quasiment doublé entre les périodes 1977-1980 et 1997-1999, passant de 6,5 % à 12,5 % en moyenne sur ces sous-périodes (4). L'accroissement de ce risque paraît régulier sur l'ensemble de la période 1977-1999. Il ne fait donc aucun doute que l'homme salarié du privé de moins de deux ans d'ancienneté « moyen » est dans une situa-

tion beaucoup plus instable en 1999 qu'en 1977, et que cette instabilité s'est accrue régulièrement entre ces deux dates.

Pour les autres niveaux d'ancienneté, les faits sont déjà moins tranchés. Certes, les hommes entre deux et cinq ans d'ancienneté voient leur risque de perte d'emploi passer de 3,6 à 4,7 % entre les deux périodes extrêmes 1977-1980 et 1997-1999, mais cet accroissement est d'ampleur comparable aux fluctuations que ce risque a connues sur l'ensemble de la période. Quant aux salariés d'ancienneté supérieure à cinq ans, leur risque de perte d'emploi ne change pour ainsi dire pas (il diminue très légèrement pour les salariés de plus de dix ans d'ancienneté).

3. Luc Behaghel consacre une partie de son article aux salariés de plus de 50 ans, que je n'aborderai pas dans ce commentaire.
4. Ces sous-périodes sont celles qu'utilise Luc Behaghel. On peut bien sûr discuter de la pertinence de ce découpage particulier. Je me bornerai ici, par souci de cohérence, à l'adopter. En outre, Luc Behaghel trouve des probabilités un peu inférieures à celles-ci, ce qui est probablement dû au fait qu'il inclut le secteur public dans son échantillon.

Graphique I
Probabilités annuelles « brutes » de transition vers le non-emploi selon l'ancienneté dans l'emploi



Source : Enquêtes Emploi, Insee et calculs de l'auteur.

Passant maintenant à la partie gauche du graphique I, on constate que le diagnostic est presque intégralement transposable au cas des femmes : l'accroissement du risque est régulier et très marqué pour les femmes de moins de deux ans d'ancienneté, et presque imperceptible pour les salariées plus anciennes. La principale différence entre les hommes et les femmes (du point de vue du risque de perte d'emploi) est que les femmes font face, à toutes dates et à tous niveaux d'ancienneté, à une instabilité plus grande que les hommes.

Bien qu'un peu plus circonspect sur le cas des salariés d'ancienneté comprise entre deux et cinq ans, je partage donc pleinement le constat de base de Luc Behaghel : les salariés de faible ancienneté perdent leur emploi beaucoup plus fréquemment aujourd'hui qu'il y a vingt-cinq ans, contrairement aux salariés de forte ancienneté dont le risque de perte d'emploi est resté très stable. D'une certaine façon, on peut donc dire, pour reprendre l'expression de l'auteur, que le « rôle protecteur de l'ancienneté » n'a non seulement pas baissé mais s'est bel et bien renforcé.

Mais l'interprétation ne s'arrête pas là.

Une réhabilitation de l'explication institutionnelle ?

Comme l'annonce d'emblée et fort justement l'auteur, l'évolution ainsi constatée pourrait bien être le résultat d'effets de composition. La composition de la population française salariée en termes d'âge, d'expérience et de niveau d'études – toutes variables susceptibles d'influencer le risque de perte d'emploi – a évolué entre 1977 et 1999 (5). Comme dans l'article, il est possible d'éliminer ces effets de composition en régressant à l'aide d'un modèle *logit* les indicatrices de transition vers le non-emploi sur des indicatrices croisées année-niveau d'ancienneté, ainsi que sur les variables dont on veut éliminer les effets.

Afin de voir si la composition de la population salariée en termes de « capital humain » joue un rôle dans l'évolution des risques de perte d'emploi, on peut commencer par n'inclure dans les variables de contrôle que l'âge et l'âge de fin d'études (ainsi que le taux de croissance du PIB en volume – issu des données de

l'OCDE – afin d'éliminer partiellement les effets de la conjoncture) (6). Le graphique II présente l'évolution des probabilités de perte d'emploi ainsi prédites pour un individu (homme à droite, femme à gauche) de 39 ans ayant terminé ses études à 18 ans. Comme on le voit, la prise en compte de ce premier effet de composition renforce plus qu'elle n'atténue le diagnostic suggéré par les données brutes du graphique I. Il faut donc chercher ailleurs l'explication de ces évolutions.

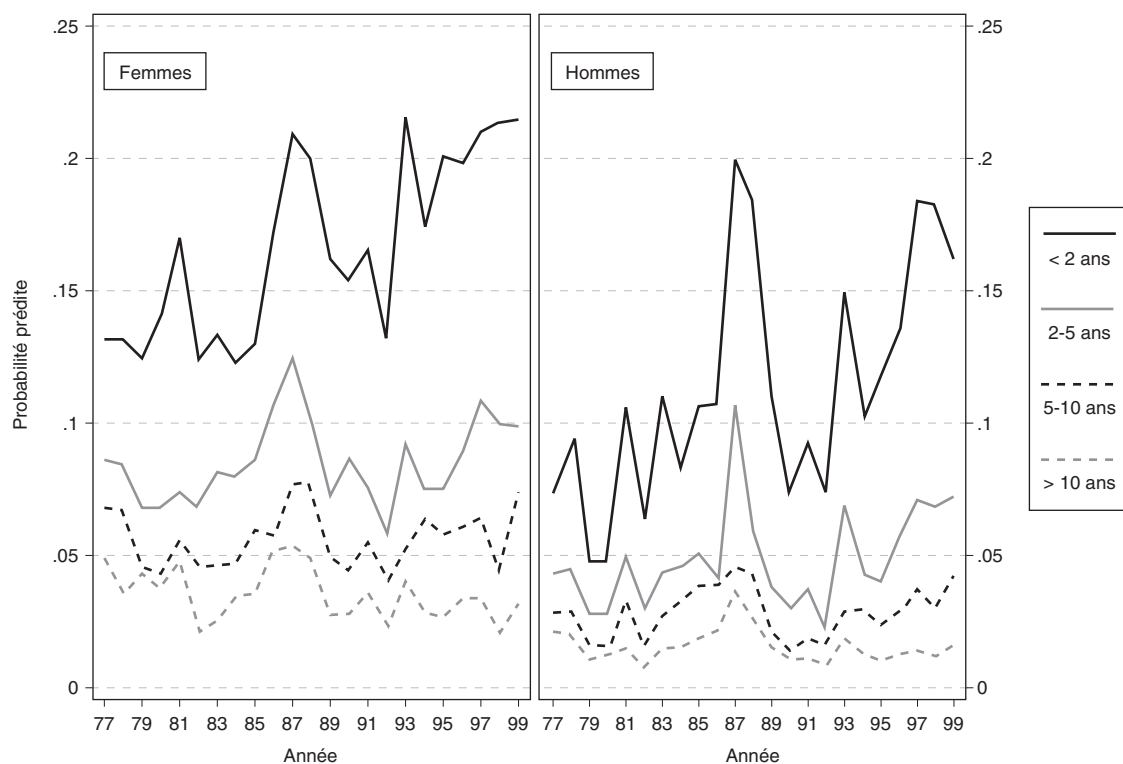
Une autre évolution marquante du marché du travail français depuis la fin des années 1970 est celle de ses institutions. Luc Behaghel insiste avec raison sur l'essor des contrats « précaires » (CDD, intérim, stages de la formation professionnelle) au cours de la période d'observation. Par nature, ces contrats précaires concernent essentiellement les salariés de faible ancienneté. L'intuition suggère donc que leur incidence croissante explique sans doute une part des évolutions mises en évidence sur les graphiques I et II. Luc Behaghel montre que c'est bien le cas : en incluant des indicatrices de contrats précaires dans son modèle *logit*, et en prédisant la probabilité de perte d'emploi d'un titulaire de CDI « type », il montre que celle-ci augmente entre les périodes 1976-1980 et 1997-1999 pour les salariés de moins de cinq ans d'ancienneté, l'augmentation étant de l'ordre de 1 à 5 points de pourcentage, suivant la catégorie socioprofessionnelle (PCS), le diplôme et la catégorie d'ancienneté (7). L'augmentation ainsi mesurée du risque de perte d'emploi pour les travailleurs de faible ancienneté titulaires d'un CDI est donc positive, bien que beaucoup plus faible que l'augmentation moyenne de ce même risque calculée sur tous les types de contrats. L'auteur en conclut que, si l'essor des contrats précaires explique bien une partie de la montée du risque de perte d'emploi pour les salariés de faible ancienneté, elle ne l'explique pas en totalité, puisque même les salariés titulaires d'un contrat

5. La répartition par sexe a également fortement évolué vers une féminisation croissante. Mais le fait de séparer les femmes des hommes dans l'analyse élimine évidemment cet effet de composition particulier.

6. L'âge de fin d'études donne une indication sur le niveau de diplôme de l'individu. L'inclusion de l'âge aux côtés de l'âge de fin d'études équivaut à inclure l'expérience potentielle de l'individu.

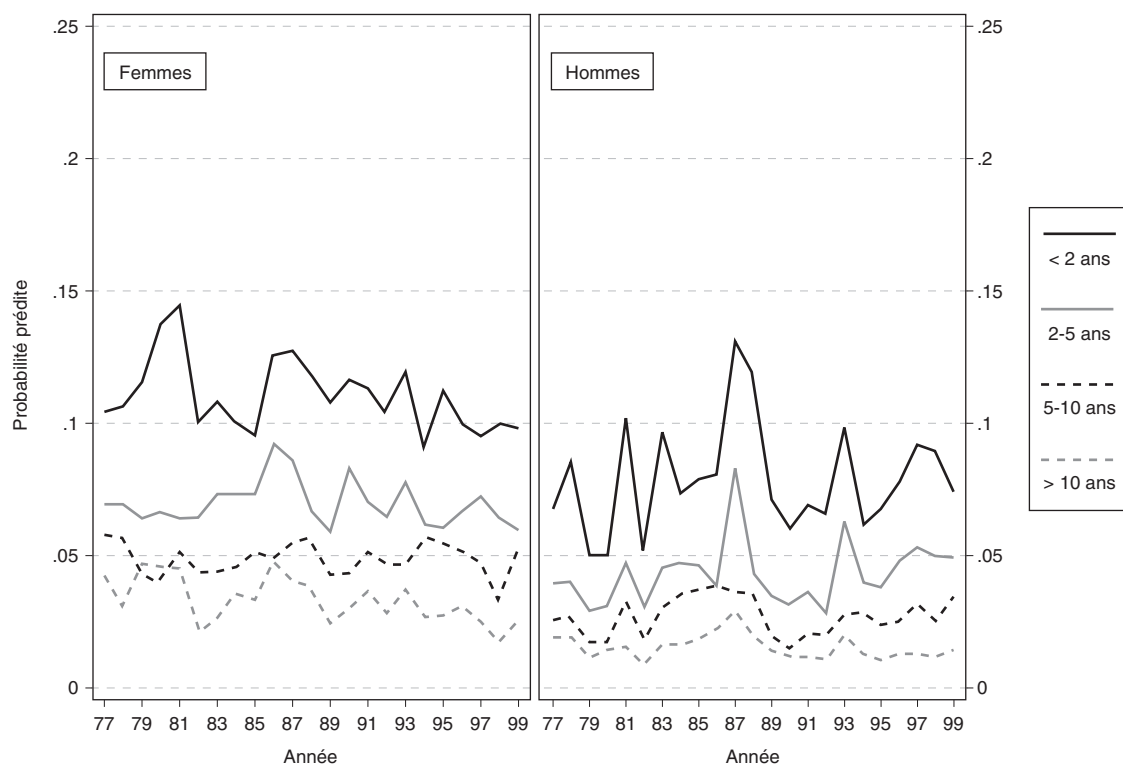
7. Voir ses tableaux 3 et 4. Les hausses de risque ainsi calculées sont souvent (dans la moitié des cas environ, et surtout pour les salariés d'ancienneté comprise entre deux et cinq ans) peu ou pas statistiquement significatives.

Graphique II
Taux prédits de perte d'emploi pour des personnes de 39 ans ayant fini leurs études à 18 ans selon l'ancienneté dans l'emploi



Lecture : les variables de contrôle sont l'âge, l'âge de fin d'études et le taux de croissance du PIB.
 Source : Enquêtes Emploi, Insee et calculs de l'auteur.

Graphique III
Taux prédits de perte d'emploi pour des personnes de 39 ans ayant fini leurs études à 18 ans et pourvues d'un CDI à temps complet, selon l'ancienneté dans l'emploi



Lecture : les variables de contrôle sont l'âge, l'âge de fin d'études, le taux de croissance du PIB, le temps partiel, l'emploi en CDD, stage, intérim.
 Source : Enquêtes Emploi, Insee et calculs de l'auteur.

« stable » voient leur risque de perte d'emploi augmenter entre 1976-1980 et 1997-1999 (8). Je voudrais revenir sur cette dernière conclusion, qui me semble très fragile. Je crois en effet qu'en ne présentant les résultats que pour les deux périodes extrêmes de la fenêtre d'observation (à savoir 1976-1980 et 1997-1999), Luc Behaghel donne une impression un peu trompeuse du contenu des données.

L'accroissement du risque mesuré entre ces deux périodes extrêmes n'est véritablement informatif que si on le compare – en ordre de grandeur – aux fluctuations que ce risque a connues sur l'ensemble de la période 1976-1999. Or, il est facile de reproduire les estimations de Luc Behaghel sur cette période tout entière. Le résultat de cet exercice est montré sur le graphique III, qui représente, pour chaque sexe et niveau d'ancienneté, la probabilité annuelle prédite de passage au non-emploi pour un salarié âgé de 39 ans, ayant terminé ses études à 18 ans, et titulaire d'un CDI à temps plein (9). Le moins que l'on puisse dire c'est que ce graphique ne donne pas l'impression d'une tendance forte dans l'évolution des risques de perte d'emploi. Certes, si l'on veut faire des moyennes par sous-période, le risque prédit pour les hommes de moins de deux ans d'ancienneté

passé de 6,3 % en 1977-1980 à 8,5 % en 1997-1999. Mais, d'une part, cette augmentation est d'ampleur bien modeste par rapport aux fluctuations observées sur l'ensemble de la période 1977-1999 (10) et, d'autre part, elle est à mettre en regard avec la diminution (de 11,5 % à 9,7 %) de ce risque observée pour les femmes.

La conclusion que je tirerai de cet exercice est donc légèrement différente de celle de Luc Behaghel. D'un point de vue descriptif, le développement de contrats spécifiques (CDD, intérim, stages, temps partiel) explique la quasi-totalité de l'accroissement observé du risque de perte d'emploi pour les salariés de faible ancienneté. S'il reste une tendance résiduelle à expliquer une fois qu'on a tenu compte de ces évolutions institutionnelles, elle est quasiment indétectable dans les échantillons de l'*Enquête Emploi*, et en tout état de cause, elle est du second ordre.

* *
*

À lire la deuxième partie de l'article de Luc Behaghel, où sont évoquées « quelques pistes d'interprétation » des faits qu'il a dégagés, on a l'impression que l'auteur veut à tout prix minimiser l'explication institutionnelle pour lui substituer des explications d'ordre essentiellement technologique ou organisationnel. Je ne crois pas qu'il faille opposer ces différents types d'explication. Si, d'un point de vue descriptif, les changements institutionnels semblent expliquer entièrement l'augmentation tendancielle du risque de perte d'emploi auquel font face les salariés de faible ancienneté, l'exercice mené par Luc Behaghel – et partiellement reproduit ici – n'indique rien sur les causes profondes de ces évolutions. En effet, les réformes institutionnelles du marché du travail ne sont pas à génération spontanée, et la véritable question que pose ce travail est de savoir ce qui a enclenché leur marche progressive vers une flexibilité accrue. Les réponses sont sans doute à chercher sur les pistes théoriques évoquées par Luc Behaghel. □

8. Pour étayer cette conclusion, Luc Behaghel remarque aussi que, les contrats précaires ne concernant pour ainsi dire pas les salariés d'ancienneté comprise entre deux et cinq ans, leur essor ne peut expliquer la hausse du risque de perte d'emploi de ces derniers. Cet argument est cependant fragilisé par le caractère très faiblement significatif (visible dans les tableaux 3 et 4 de l'article) de la hausse du risque pour cette catégorie de salariés.

9. J'ai également inclus dans les variables de contrôle le temps partiel, dont l'incidence est croissante et très importante chez les femmes (tout en étant croissante, mais très limitée chez les hommes). Il est important d'inclure cette indicatrice, beaucoup de contrats effectivement « précaires » – dont l'emblématique contrat de serveur de fast-food, si souvent pris comme exemple en la matière – étant de fait des CDI à temps (très) partiel. En outre, comme le rappelle Luc Behaghel, le type de contrat (CDI ou précaire) n'est pas renseigné dans les Enquêtes Emploi avant 1982. Bien que les contrats précaires soient très rares au cours de cette période, il est cependant probable qu'en les omettant, on surestime légèrement le risque correspondant aux titulaires de contrats non précaires de faible ancienneté.

10. Il est à cet égard intéressant de remarquer le pic en 1986-1988, qu'il est tentant de lier à l'assouplissement de la législation sur les licenciements ayant été entrepris à cette époque.

BIBLIOGRAPHIE

Givord P. et Maurin É. (2003), « Changes in Job Security and Their Causes: An Empirical Analysis Method Applied to France, 1982-2000 », *European Economic Review*, à paraître.

Postel-Vinay F. et Saint-Martin A. (2003), « Comment les salariés perçoivent la protection de l'emploi », document de travail Inra-Paris Jordan.

OCDE (1997), *Les perspectives de l'emploi*, OCDE, Paris.
