

Licenciements collectifs et délais de reprise d'emploi

David N. Margolis*

Une analyse de la durée de la période passée sans emploi à la suite d'un licenciement collectif due à la fermeture de l'entreprise montre que les salariés français ayant subi un tel licenciement retrouvent directement un emploi avec une probabilité plus élevée que ceux qui se sont séparés de leur employeur pour d'autres raisons. De même, parmi ceux qui retrouvent un emploi au plus 6 ans après leur séparation, ceux qui ont perdu leur emploi lors d'un licenciement collectif retrouvent un nouvel emploi plus rapidement que ceux qui l'ont perdu pour d'autres raisons : 13 mois sans emploi en moyenne contre 16 mois pour les hommes qui ont perdu leur emploi pour d'autres raisons. Pour les femmes, ces durées sont respectivement de 16 mois et 20 mois. Les salariés qui avaient la plus grande ancienneté dans l'entreprise au moment de la séparation trouvent moins facilement un autre emploi. En revanche, un niveau de formation élevé aide à retrouver un nouvel emploi quelle que soit la raison de la séparation.

* David N. Margolis appartient au CNRS, TEAM-Université Paris 1, Crest-Insee et IZA.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

En France, entre 1984 et 1989, environ 12 % des individus ayant au moins quatre ans d'ancienneté se sont séparés (1) de leur employeur. Parmi ces départs, approximativement 40 % ont eu lieu dans les deux ans avant la disparition de l'entreprise qui les employait (2). Que se passe-t-il pour les salariés touchés par ce type de licenciement collectif ou pour ceux qui quittent volontairement leur employeur en anticipant un tel licenciement ? On examine ici la période qui suit la perte de l'emploi jusqu'au moment où le salarié retrouve un nouvel emploi, pour essayer de rendre compte de l'impact d'un licenciement collectif, réalisé ou anticipé, sur la durée qui s'établit entre l'emploi perdu ou quitté et l'emploi retrouvé.

Dans des travaux précédents (Margolis, 1999 et 2000 ; Bender, Dustmann, Margolis et Meghir, à paraître), on avait analysé la fréquence des licenciements liés à la disparition de l'entreprise et leur impact sur les revenus des salariés licenciés. Ici on se concentre plus précisément sur le temps écoulé entre un licenciement et une reprise d'emploi. Ce problème est au cœur de la littérature nord-américaine sur les licenciements pour raison économique (dits « *displacements* »).

En Amérique du Nord, les travailleurs licenciés pour raison économique subissent souvent, à la suite de ce licenciement, des périodes sans emploi avant de retrouver un nouvel emploi. Or, le marché du travail français étant plus réglementé, les délais administratifs et les préavis obligatoires peuvent aider certains individus à réduire, voire éliminer, ces épisodes de non-emploi (3). De plus, la durée et la dégressivité des allocations de chômage en France peuvent affecter l'intensité de recherche d'emploi des chômeurs et donc influencer sur la durée entre la fin d'un emploi et le début du suivant (4). Prendre en compte le fonctionnement spécifique du marché du travail français dans une comparaison avec les marchés du travail nord-américains permet de saisir l'impact que les différences d'environnements réglementaires et institutionnels entre la France et l'Amérique du Nord peuvent avoir sur la probabilité et la durée d'une période sans emploi à la suite d'un licenciement pour raison économique.

Pour ce faire, on compare les transitions directes d'un emploi à un autre aux passages par le non-emploi pour les hommes et les femmes en tenant compte de l'ancienneté dans l'emploi terminé.

Sont considérées comme « transitions directes » deux emplois successifs séparés par 0 jour, 7 jours ou moins, et 30 jours ou moins. Une analyse non paramétrique des durées des périodes sans emploi (pour les épisodes à durée strictement positive) permet de souligner les différences entre les personnes qui sont sans emploi à cause de la fermeture de leur entreprise et celles qui se trouvent dans cette situation pour d'autres raisons (5). L'estimation des modèles semi-paramétriques de durée des épisodes de non-emploi permet de contrôler l'impact des caractéristiques observables, tels que l'éducation, le secteur d'activité, l'âge, etc. sur la vitesse de sortie de non-emploi (6).

Les transitions directes vers un nouvel emploi

Les données utilisées permettent de distinguer les séparations selon l'ancienneté du salarié dans l'entreprise avant la séparation (7) et de calculer également le pourcentage des séparations suivies directement d'un autre emploi salarié dans le secteur privé (cf. encadré). On distingue également les séparations dues à la fermeture de l'entreprise des autres séparations en élargissant la définition de la « transition directe » pour prendre en compte les transitions avec une période de non-emploi d'au maximum une semaine ou d'au maximum un mois. Le critère de sélection (au moins quatre ans d'ancienneté dans un des emplois occupés en 1984) impliquent qu'on peut ne considérer ici que des séparations concernant des emplois « stables », c'est-à-dire que la personne n'est plus en période d'essai ou en contrat à durée déterminée au moment de la séparation, lorsqu'on regarde

1. Quitté implique un départ volontaire et licencié un départ involontaire, c'est pourquoi on préfère ici parler de séparation.

2. Voir Bender, Dustmann, Margolis et Meghir (à paraître) pour plus de détails sur le cadre réglementaire qui entoure les licenciements pour raison économique en France.

3. Voir Friesen (1997), Jones et Kuhn (1995) et Ruhm (1994) pour des analyses des cas nord-américains de l'impact d'un préavis de licenciement sur le non-emploi et les variations de salaire à la suite d'un licenciement pour raison économique.

4. Voir, par exemple, Bonnal et Fougère (1990) et Prieto (1999).

5. Par « autres raisons » on entend tout ce qui n'est pas une séparation durant les deux ans avant la disparition de l'entreprise employeur. Ceci concerne les départs volontaires et les licenciements pour faute ou pour insuffisance professionnelle pour une entreprise en activité normale, mais « autres raisons » comprendra également certains licenciements collectifs qui interviennent sans que l'employeur ne dépose son bilan dans les deux années calendaires qui suivent.

6. Des modèles paramétriques avec fonction de hasard de base de type Weibull ont été également estimés. Les résultats obtenus, présentés en annexe, sont proches de ceux fournis par les modèles semi-paramétriques.

7. Le lecteur gardera à l'esprit qu'une séparation n'est pas forcément un licenciement.

UNE SOURCE ADMINISTRATIVE POUR ANALYSER LES LICENCIEMENTS COLLECTIFS : LES DADS

L'analyse repose sur une exploitation des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS). Dans ce fichier, on a utilisé un échantillon aléatoire au 1/25^e de la population française (1). Cet échantillon comprend tout individu né en octobre d'une année paire et employé dans le secteur privé, une entreprise publique et certaines collectivités territoriales (2), entre le 1^{er} janvier 1984 et le 31 décembre 1989 (3). Les données contiennent des identifiants des individus et des employeurs, et chaque combinaison unique d'établissement-employeur-individu-année correspond à une nouvelle observation.

On dispose de l'information sur les dates de début et de fin (s'il est terminé) de chaque emploi (4) et seuls les épisodes de chômage partiel de plus d'un an de calendrier sont considérés comme une fin d'emploi suivi d'une reprise (d'un autre) emploi. Ces informations permettent de calculer l'ancienneté de l'individu dans chaque emploi pour chaque année. Par ailleurs, on observe directement le sexe, l'âge, la catégorie socio-professionnelle, le département d'emploi et de naissance (5), le statut temps complet-temps partiel (mais pas le nombre d'heures) et le secteur d'activité pour chaque emploi. Grâce aux dates de début et de fin d'emploi, on peut aussi mesurer la durée de chaque période passée sans emploi au jour près. Des variables d'éducation sont également retenues via un appariement des DADS avec l'Échantillon démographique permanent (EDP), une base de données de l'Insee qui recouvre une partie des observations des DADS et qui est construit à partir des informations relevées lors des recensements de la population et de l'établissement des actes de naissance, de mariage et de décès (6).

Identifier les licenciements collectifs à partir des fermetures d'entreprises

Pour identifier les licenciements collectifs ou plutôt les séparations liées aux fermetures d'entreprises, une procédure en deux étapes a été adoptée (7). On a d'abord utilisé le Système unifié de statistiques d'entreprise (SUSE) afin de déterminer la dernière année pour laquelle une entreprise a transmis ses comptes aux instances fiscales (8). Ensuite, on a regardé la dernière date à laquelle une entreprise est apparue dans les DADS, en se rappelant que chaque apparition correspond à un salaire versé à un employé dans l'année, et en considérant l'intégralité du fichier (qui se prolonge de sept ans après la fin de l'échantillon d'analyse). Si la dernière année pour laquelle une entreprise a fourni des données (provenant de SUSE ou des DADS) était 1996, on a considéré tous les départs de cette entreprise comme étant imputables à d'autres raisons que la fermeture. En revanche, si les dernières données pour une entreprise correspondent à une autre année (1985 par exemple), on a considéré cette dernière date comme la dernière année d'existence de l'entreprise (9).

On a ensuite essayé de contrôler les « faux décès », ce qui correspondraient à un changement d'identifiant

sans cessation d'activité, en se focalisant sur les entreprises d'au moins trois individus observés pendant l'année de disparition supposée (10). Pour chacune de ces entreprises, on a testé l'hypothèse qu'au moins la moitié des employés de l'entreprise « mourante » se sont déplacés ensemble vers la même nouvelle entreprise, conditionnellement au nombre



1. Il existe un fichier des DADS exhaustif, mais ce fichier ne contient pas d'informations suffisantes pour effectuer les traitements des données qui suivent.

2. Les données incluent des salariés et les travailleurs indépendants qui s'allouent un salaire (notamment des gérants de petites entreprises). Les autres travailleurs indépendants n'apparaissent pas dans les données. En plus, ces données ne permettent pas de distinguer les salariés normaux des indépendants qui se versent un salaire.

3. Les données originales appariées couvrent la période 1976-1996, mais l'absence des données pour 1981, 1983 et 1990 (l'Insee ne les a pas stockées pour ces années) explique que la plus longue période continue de disponibilité des données est celle retenue. Toutefois, l'intégralité du panel est exploitée pour la construction des indicatrices de licenciement collectif.

4. On a utilisé d'autres bases de données pour imputer des dates de début aux épisodes d'emploi qui sont censurés à gauche en 1976 (voir Abowd, Finer, Kramarz et Roux (1997) pour plus de détails). Étant donné que l'échantillon d'analyse commence en 1984 et que la catégorie d'ancienneté la plus élevée retenue est de 10 ans et plus, les résultats sont robustes à la majorité d'erreurs d'estimation dues à cette imputation.

5. Les individus nés à l'étranger ont un code départemental (99) spécifique.

6. L'EDP ne couvrant qu'un dixième des individus figurant dans le fichier des DADS, on a été obligé d'imputer l'éducation pour 9/10^e des individus. Cette imputation des probabilités d'obtention de huit catégories de diplômes différentes (ici regroupées en quatre catégories) a été effectuée par logit polynomique sur la base des variables présentes dans les DADS à l'origine, estimés sur les individus présents dans l'EDP (voir Abowd, Kramarz et Margolis (1999) pour plus de détails).

7. Cette approche est basée sur le croisement des comptes de l'entreprise, quand ils sont disponibles, avec les données salariales des DADS. Une stratégie alternative, exploitée par Jacobson, LaLonde et Sullivan (1993a, 1993b), consiste à considérer toute réduction massive d'effectifs comme signal des licenciements collectifs. Malheureusement, l'échantillon utilisé ici ne couvre que 1/25^e de la population française, et les données concernant l'effectif total ne sont pas disponibles pour toutes les entreprises dans toutes les années. En particulier, ces données sont manquantes pour les plus petites entreprises, et donc l'application de cette stratégie risquerait de biaiser les résultats, bien qu'elle permette de retenir les licenciements collectifs effectués sans que l'entreprise disparaisse.

8. La probabilité d'apparaître dans le fichier SUSE est fonction de l'emploi et du chiffre d'affaires de l'entreprise, les plus grosses entreprises étant échantillonnées avec probabilité 1. On a exploité les fichiers avec la couverture la plus large pour identifier la dernière date des comptes.

9. Il est important de constater que toute entreprise de l'échantillon est susceptible d'être classée « morte », même si elle ne fournit pas des données au fichier SUSE. Le nombre d'entreprises distinctes qui apparaissent dans SUSE et qui sont susceptibles de générer une indicatrice de décès, est 1 056 342, alors que le nombre d'entreprises distinctes qui sont représentées par les individus dans l'échantillon des DADS est de 829 281.

10. Bien évidemment, pour les entreprises sans employés DADS dans la dernière année, le problème ne se pose pas car les séparations précédant cette date concernent, de toute façon, des entreprises qui continuent d'exister.

les premières séparations observées dans les données. Après être parti de son employeur, le salarié peut se retrouver, selon la grille d'analyse retenue, dans une des situations suivantes :

occuper un autre emploi dans le secteur privé en tant que salarié (qualifiée ici de « transition directe »), être devenu travailleur indépendant, être entré dans la Fonction publique, être au

Encadré (suite)

d'employés au départ et la part des individus qui se retrouve avec le même identifiant d'entreprise après.

Plus précisément considérons n_1 travailleurs observés dans l'entreprise j_1 lors de sa dernière année de présence (avant 1996), dont $n_1 p_{1k}$ sont observés l'année suivante dans l'entreprise j_k , $k \neq 1$. En prenant p_{1k} comme un estimateur de p_{1k} , la vraie part des travailleurs ayant changé d'identifiant d'entreprise de j_1 à j_k , on approxime la loi binomiale sous-jacente avec une loi normale où l'écart-

type de l'estimateur p_{1k} s'écrit $\sigma_{1k} = \sqrt{\frac{p_{1k}(1-p_{1k})}{n_1}}$.

Donc s'il existe une entreprise destinataire k , $k \neq 1$, telle que $p_{1k} + 2\sigma_{1k} \geq 0,5$, on ne peut pas rejeter l'hypothèse qu'au moins 50 % de l'effectif de l'entreprise j_1 s'est déplacé ensemble vers la même entreprise suivante ($p_{1k} \geq 0,5$) au niveau 95 %.

Considérons une entreprise pour laquelle on ne peut pas rejeter cette hypothèse nulle (l'entreprise absorbante se note k''). Pour toutes les autres entreprises pour lesquelles on peut rejeter l'hypothèse nulle $p_{1k'} \geq 0,5$, c'est-à-dire pour lesquelles $p_{1k'} + 2\sigma_{1k'} < 0,5$, on considère alors toute séparation comme une véritable séparation pour raisons autres que le licenciement collectif, car il y a au moins une entreprise absorbante possible pour les effectifs de l'entreprise j_1 . Tous les individus pour lesquels l'identifiant d'entreprise devient k'' , où $p_{1k''} + 2\sigma_{1k''} \geq 0,5$ ne sont pas considérés comme ayant quitté leur employeur précédent. On réinitialise néanmoins le compteur d'ancienneté à zéro au moment du « faux mort » car ces individus seront traités comme nouvellement arrivés dans l'entreprise absorbante, malgré leur expérience acquise dans l'entreprise dont l'identifiant a disparu.

Si la statistique de test est inférieure à 0,5 pour toute entreprise destinataire k , $k \neq 1$, on retient la date estimée de décès. Cette procédure amène à caractériser 2,6 % des disparitions d'entreprises comme étant des « faux morts ».

Deux manières de mesurer les licenciements collectifs

Avec la date de disparition de l'entreprise ainsi définie, on a construit deux mesures de licenciement collectif. La première considère toute séparation se produisant après le 1^{er} janvier de l'année qui précède la dernière année d'existence de l'entreprise comme un licenciement collectif, et la deuxième mesure élargit cette fenêtre à 2 ans avant la dernière apparition de l'entreprise, soit dans les DADS, soit dans les fichiers du SUSE (11). Les résultats présentés ici correspondent à la deuxième définition, mais les résultats équivalents,

avec la première mesure, sont disponibles auprès de l'auteur sur demande. Toutes les autres séparations sont classées « autres séparations ».

Dans cette base, on ne retient que les personnes âgées de 26 à 55 ans qui ont quitté un emploi dans lequel ils avaient au moins quatre ans d'ancienneté en 1984. Ceci permet de se focaliser sur les adultes (12) bien insérés sur le marché du travail et qui ne risquent pas de prendre une retraite anticipée. Comme deuxième contrôle contre les retraites anticipées, on a exclu tout individu qui dépasse l'âge de 56 ans au cours d'une période (censure à droite) sans emploi salarié (13). On a éliminé toutes les observations correspondant à des emplois auprès des collectivités territoriales, car leur inclusion dans le champ de couverture des DADS au cours de la période d'analyse retenue n'était pas encore stabilisée. Les individus nés à l'étranger qui fournissait de l'information directe sur leur niveau d'éducation dans l'EDP ont été aussi éliminés, car on ne peut pas vérifier l'équivalence des diplômes obtenus en France et à l'étranger. Bien que l'échantillon d'analyse couvre la période 1984-1989, on se concentre explicitement sur la première séparation (14). Les tableaux de l'annexe 1 donnent les statistiques descriptives pour l'échantillon d'analyse, pour les hommes et pour les femmes respectivement, et les comparent à des individus qui satisfont les mêmes critères de sélection, mais qui ne sont pas séparés de leur employeur entre 1984 et 1989. Comme le critère de sélection retenu ici impose que tous les individus soient présents en 1984 (15), les statistiques sont mesurées en 1984.

11. Il est important d'inclure au moins l'année avant l'année de dernière apparition de l'entreprise, parce que les données de SUSE sont basées sur les comptes de l'entreprise. Toute entreprise dont l'année fiscale se termine après le 30 juin, et qui meurt entre le 30 juin et le 31 décembre, produira des comptes pour SUSE dans l'année de calendrier qui suit sa disparition. L'élargissement des fenêtres au-delà du minimum strict impliqué par cette considération comptable correspond au souhait de capturer tous les départs de l'entreprise liés au fait que les individus savent que l'entreprise va disparaître. Cette période comprend à la fois les préavis légaux, les délais impliqués par la procédure administrative de licenciement collectif (voir Bender, Dustmann, Margolis et Meghir (à paraître)), et tout signal observable par l'employé concernant la cessation imminente d'activité de son employeur.

12. À cause de l'interaction compliquée entre les programmes d'aide à l'emploi destinés aux jeunes (qui sont disponibles jusqu'à l'âge de 25 ans) et le salaire minimum (voir Abowd, Kramarz, Lemieux et Margolis (2000)), on commence l'analyse à partir de 26 ans.

13. Le tableau A de l'annexe 1 montre l'impact de cette contrainte par âge à la date de séparation.

14. Cette hypothèse permet de réduire l'importance des séparations multiples (Stevens, 1997).

15. Un individu reste présent dans l'analyse soit jusqu'à la fin de l'épisode sans emploi qui suit sa première séparation, soit jusqu'au 31 décembre 1989.

chômage, être inactif, avoir déménagé hors de France ou être décédé (8).

La proportion des hommes ayant eu une période sans emploi après être parti de chez leur employeur atteint son maximum pour les salariés ayant 10 ans d'ancienneté ou plus (cf. tableau 1). Le pourcentage de transitions directes décroît régulièrement avec l'ancienneté pour les hommes (et plutôt régulièrement pour les femmes) et ceci quel que soit le type de séparation, mais la tendance est moins nette pour les femmes qui sont parties dans le cadre d'un licenciement collectif. Par ailleurs, la part des individus passés par le non-emploi est inférieure pour les séparations dues à des fermetures d'entreprises relativement aux séparations pour des raisons inconnues.

Plus précisément, les salariés qui se séparent de leur employeur dans les deux ans avant la fermeture de leur entreprise retrouvent directement un nouvel emploi, sans passer par une période sans emploi, avec plus de facilité que ceux qui partent plus tôt. Cette différence, de 3,4 points de pourcentage chez les hommes et de 2,7 pour les femmes, correspond à un taux de transition directe 55 % plus fort pour les hommes subissant un licenciement collectif (par rapport aux individus qui partent pour d'autres raisons) et un taux 65 % plus fort pour les femmes.

Le taux global de transitions directes pour les hommes est supérieur à celui des femmes

(7,2 % contre 5,0 %), mais cet écart varie de façon importante en fonction de l'ancienneté du salarié dans l'emploi perdu ou quitté (cf. tableau 1). Autrement dit, les hommes semblent trouver un nouvel emploi, lorsqu'ils sont toujours en emploi, un peu plus facilement que les femmes. La différence, en termes de probabilité, de passer par le non-emploi, est de 2,7 points de pourcentage lorsqu'on regarde les séparations à la suite d'un licenciement collectif, et de 2,0 points de pourcentage pour les séparations pour d'autres raisons.

Une définition temporelle de la transition directe élargie

Cependant, la définition de la transition directe, en tant que passage d'un emploi à un autre sans un seul jour de battement, est peut être trop stricte. Pour relâcher cette contrainte, on a considéré deux alternatives : un passage à l'emploi suivant en une semaine au plus et un passage à

8. Pour tenir compte de l'importance des emplois ne donnant pas lieu à des enregistrements DADS, c'est-à-dire essentiellement les emplois de la Fonction publique et le travail indépendant, on a procédé à des analyses supplémentaires sur l'enquête Emploi en 1986-1987 (au milieu de la période d'analyse). Parmi les individus dans le champ couvert par les données (c'est-à-dire salariés hors fonctionnaires et indépendants) en 1986, plus de 97,2 % sont restés dans le champ des données DADS en 1987, contre seulement 1,2 % devenant travailleurs indépendants et 1,0 % entrant dans la Fonction publique. La quasi-totalité des transitions vers des emplois est donc couverte par les données utilisées. Ce qu'on appelle non-emploi l'est donc véritablement dans la grande majorité des cas.

Tableau 1
Séparations décomposées par ancienneté et par type de transition

Type de séparation	Hommes					Femmes				
	4 ≤ Anc. < 6	6 ≤ Anc. < 8	8 ≤ Anc. < 10	10 ≤ Anc.	Total	4 ≤ Anc. < 6	6 ≤ Anc. < 8	8 ≤ Anc. < 10	10 ≤ Anc.	Total
Toutes séparations										
Nombre total	2 288	3 764	3 291	12 498	21 841	1 503	2 433	2 079	6 745	12 760
Transition directe (en %)	10,8	8,6	6,7	6,2	7,2	5,59	6,2	4,7	4,5	5,0
Transition dans les 7 jours (en %)	16,4	14,5	13,0	11,4	12,7	9,25	9,3	8,0	7,5	8,1
Transition dans les 30 jours (en %)	23,7	19,9	18,6	16,4	18,1	12,77	13,1	11,9	10,5	11,5
Licenciements collectifs										
Nombre total	597	995	943	3 152	5 687	389	694	581	1 701	3 365
Transition directe (en %)	14,6	11,4	8,6	8,6	9,7	6,17	7,5	5,5	7,5	7,0
Transition dans les 7 jours (en %)	18,6	18,6	15,6	14,5	15,8	9,00	11,1	9,5	10,5	10,3
Transition dans les 30 jours (en %)	25,3	24,8	21,2	21,2	22,3	13,11	15,3	14,1	14,5	14,4
Autres séparations										
Nombre total	1 691	2 769	2 348	9 346	16 154	1 114	1 739	1 498	5 044	9 395
Transition directe (en %)	9,5	7,6	5,9	5,4	6,3	5,39	5,6	4,4	3,5	4,2
Transition dans les 7 jours (en %)	15,6	13,0	12,0	10,4	11,6	9,34	8,6	7,5	6,5	7,4
Transition dans les 30 jours (en %)	23,1	18,2	17,6	14,7	16,6	12,66	12,3	11,0	9,1	10,4

Lecture : pour chaque type de séparation (licenciements collectifs, autres séparations et toutes séparations confondues), le tableau présente le nombre de séparations de ce type, ainsi que le pourcentage de ces séparations pour lesquelles le prochain emploi a commencé avant ou immédiatement après la fin de l'emploi concerné (transition directe), le pourcentage dont le prochain emploi a commencé dans les 7 jours suivant la fin de l'emploi concerné (dans les 7 jours) et le pourcentage dont le prochain emploi a commencé dans les 30 jours suivant la fin de l'emploi concerné (dans les 30 jours). Toutes ces valeurs sont décomposées par ancienneté dans l'emploi perdu ou quitté, séparément pour les hommes et pour les femmes. La colonne « Total » correspond soit au nombre total de séparations, soit à la moyenne pondérée des pourcentages (par ancienneté) concernés.

Source : calculs de l'auteur à partir de la fusion des données DADS et EDP.

l'emploi suivant en un mois au plus. La première définition et parfois la deuxième correspondent mieux aux travaux précédents effectués sur des données nord-américaines. En effet, les épisodes d'emploi et de chômage étant mesurés en semaines ou en mois, toute transition de moins d'une semaine (ou d'un mois, en fonction de la structure des données utilisées) serait considérée comme une transition directe, faute de pouvoir mieux apprécier les intervalles courts sans emploi. Pour cette raison, on a préféré commenter ici les résultats pour les transitions directes *stricto sensu* (aucun jour de battement) et celles de moins d'une semaine.

Avec une définition élargie, les taux de transition directe sont, comme attendu, beaucoup plus importants que ceux obtenus avec la définition stricte. Globalement, il y a presque deux fois plus de transitions directes selon la définition en semaine, et presque trois fois plus selon la définition en mois. En particulier, il semble que l'augmentation du taux de transition directe avec l'élargissement de la fenêtre est plus important pour les transitions se produisant plus de deux ans avant la disparition de l'entreprise employeur (les « autres séparations ») que pour les transitions intervenant deux ans au plus avant la disparition de l'employeur (les « licenciements collectifs »). Donc bien que les écarts entre le taux de transition direct pour les licenciés dans le cadre de licenciement collectif par rapport aux autres séparations restent comparables en nombre de points de pourcentage, une implication directe de ce phénomène est une amélioration moins importante du taux de transition directe en passant des autres séparations aux licenciements selon les définitions plus larges.

Comment interpréter ce résultat ? Le fait que, pour les hommes, le taux de transition directe selon la définition la plus large (transition en un mois au plus) soit 2,5 fois plus grand que selon la définition la plus stricte pour les licenciés, alors qu'il est 3 fois plus grand pour les autres séparations (9), suggère que le taux de hasard des durées de non-emploi à la suite d'un licenciement est plus faible que celui des durées à la suite d'autres sortes de séparations dans la période suivant immédiatement la séparation. Ainsi, le taux de hasard pour les durées consécutives à d'autres sortes de séparations semble plus vite décroissant, toute choses égales par ailleurs, que pour les épisodes faisant suite à des séparations intervenues deux ans au plus avant la disparition de l'entreprise.

Finalement, selon la définition en semaine, environ 16 % des hommes et 10 % des femmes

qui perdent leur emploi à cause de la fermeture de leur entreprise passent directement chez leur employeur suivant (cf. tableau 1). Ceci est vraisemblablement dû aux dispositions particulières du droit du travail français sur les licenciements collectifs, notamment les préavis obligatoires et les délais entre les réunions des comités d'entreprise. Compte tenu de ce contexte juridique, on pourrait se demander pourquoi le taux de transition directe n'est pas encore plus élevé. Une partie de la réponse se trouve probablement dans la manière dont sont définis ici les licenciements collectifs. On considère toute séparation intervenant deux ans au plus avant la date de disparition de l'entreprise comme étant liée à cette fermeture, or une partie non négligeable de nos « licenciements collectifs » sont simplement des séparations normales.

Analyser les périodes sans emploi

Les fonctions de hasard et de survie non-paramétrique selon l'approche Kaplan-Meier permettent de caractériser plus complètement les périodes sans emploi (10). Seuls sont retenus les individus qui ont démarré une période sans emploi salarié (donc de durée strictement supérieure à zéro). Comme toute analyse des durées, les résultats sont sensibles au traitement des épisodes censurés (11). Les graphiques I, III, V et VI montrent les estimateurs Kaplan-Meier des fonctions de survie (avec des intervalles de confiance à 95 %) pour les périodes sans emploi suivant des séparations d'emplois stables, et les graphiques II et IV présentent les estimateurs Tanner-Wong des fonctions de hasard correspondantes aux données qui ont généré les fonctions de survie des graphiques I et III (12).

Au-delà du fait qu'ils passent plus facilement d'un emploi au suivant directement, c'est-à-dire

9. Pour les femmes, les chiffres comparables sont des facteurs de 2,3 pour les licenciements collectifs et 2,8 pour les autres séparations.

10. Voir Lancaster (1990) et Fortin, Fougère et Lacroix (1999) pour plus de détails sur cette approche.

11. On ne considère que les épisodes qui commencent à l'intérieur de la fenêtre d'observation (échantillonnage en flux), et tout épisode qui ne termine pas avant le 31 décembre 1989 est traité comme un épisode censuré à droite. Ainsi, les individus qui ont pris des postes dans le secteur public après avoir quitté ou perdu un emploi chez un employeur du secteur privé sont codés comme censurés, tout comme ceux qui travaillent pour leur propre compte sans se verser un salaire. Voir la note 8 pour plus d'information sur l'importance quantitative de ces erreurs de codage.

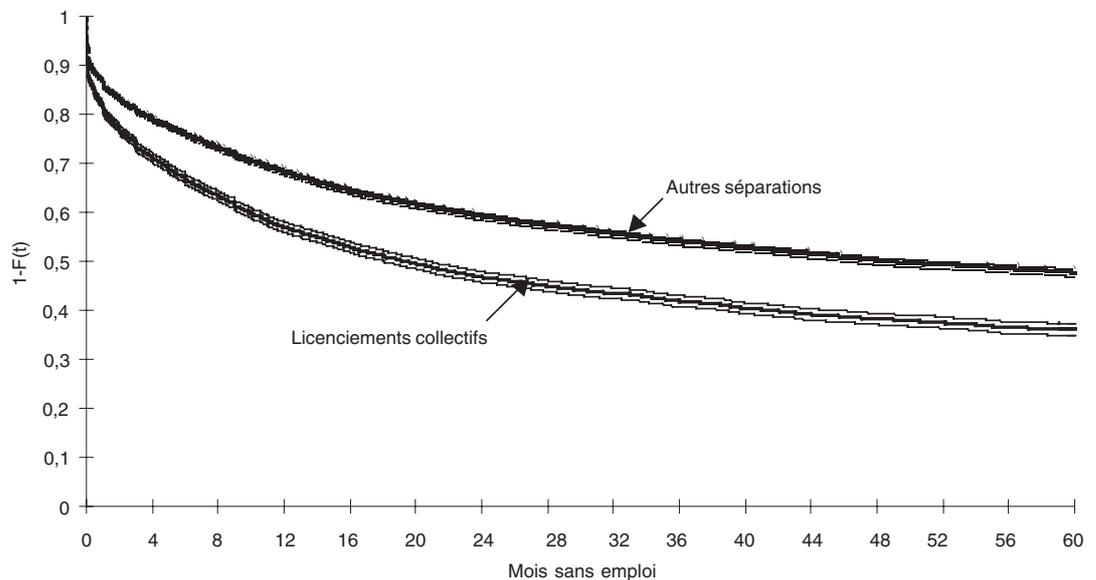
12. Voir Fortin, Fougère et Lacroix (2000) pour des précisions sur l'estimateur Tanner-Wong de la fonction de hasard. Cet estimateur est à base de noyaux. Une question primordiale dans cette situation est le choix de la fenêtre d'observation. Après avoir expérimenté plusieurs fenêtres différentes, on a choisi un noyau Epanechnikov et une fenêtre « optimale », sachant qu'une fenêtre « optimale » a tendance à trop lisser la fonction concernée.

sans période sans emploi, les salariés qui sont partis de leur employeur au plus deux ans avant la disparition de ce dernier restent sans emploi moins longtemps que ceux qui l'ont fait plus de deux ans avant la fermeture de l'entreprise (cf. graphique I). D'après les fonctions de hasard Tanner-Wong, même conditionnellement au fait d'être resté sans emploi jusqu'à une certaine date, les salariés ayant subi un licenciement collectif sortent plus facilement du non-emploi que les autres (cf. graphique II). Par ailleurs, le parallélisme apparent des deux fonctions de hasard sur l'ensemble des durées possibles conforte le choix des modèles de hasard du type proportionnel (13).

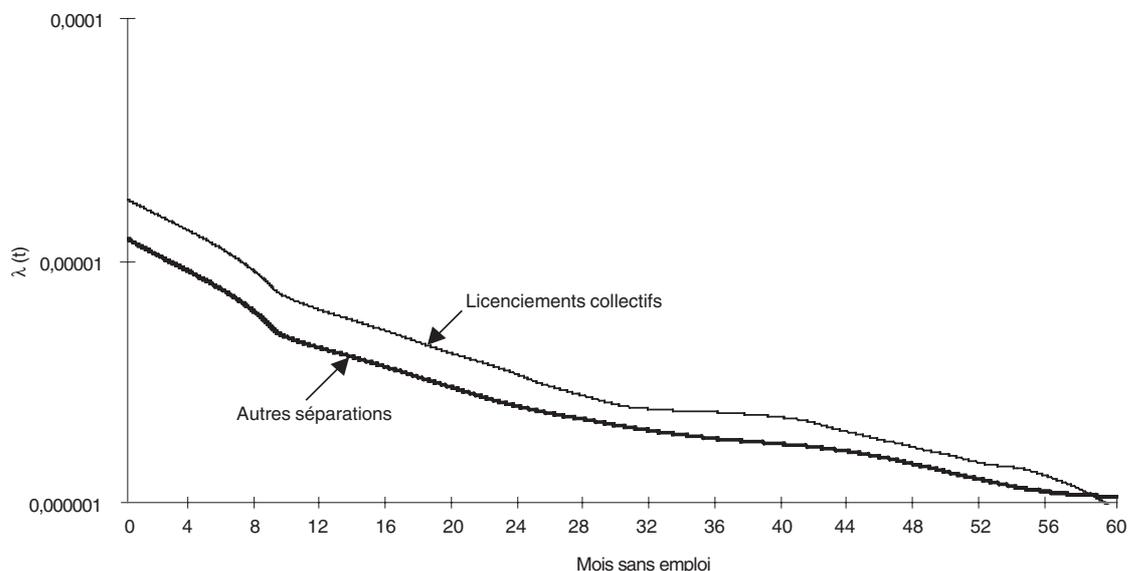
Sur la base des fonctions de survie du graphique I, parmi les salariés qui ont subi un licenciement collectif, 36 % n'ont toujours pas trouvé d'emploi après cinq ans (60 mois) ; le chiffre pour ceux qui sont partis de leur

13. Le croisement des fonctions de hasard à la fin de la période provient de la taille de la fenêtre « optimale » choisie afin de tracer ces fonctions. Étant donnée que l'épisode sans emploi le plus long observé dans l'échantillon des individus ayant eu un licenciement collectif est de 1 968 jours, alors que l'épisode sans emploi le plus long observé dans l'échantillon des individus ayant quitté leur employeur pour d'autres raisons est de 2 107 jours, les zéros entrent dans la fenêtre à partir des durées plus courtes, ce qui fait baisser le hasard Tanner-Wong plus tôt pour les licenciés que pour les autres séparations.

Graphique I
Fonctions de survie Kaplan-Meier, les deux sexes confondus par type de séparation



Graphique II
Fonctions de hasard Tanner-Wong, les deux sexes confondus par type de séparation



employeur pour d'autres raisons est de 48 %, soit 33 % de plus. La différence est très nette et très significative (14) et elle est cohérente avec l'accumulation des différences instantanées de probabilité de sortie sur toutes les durées possibles (comme signalé par l'écart entre les fonctions de hasard du graphique II).

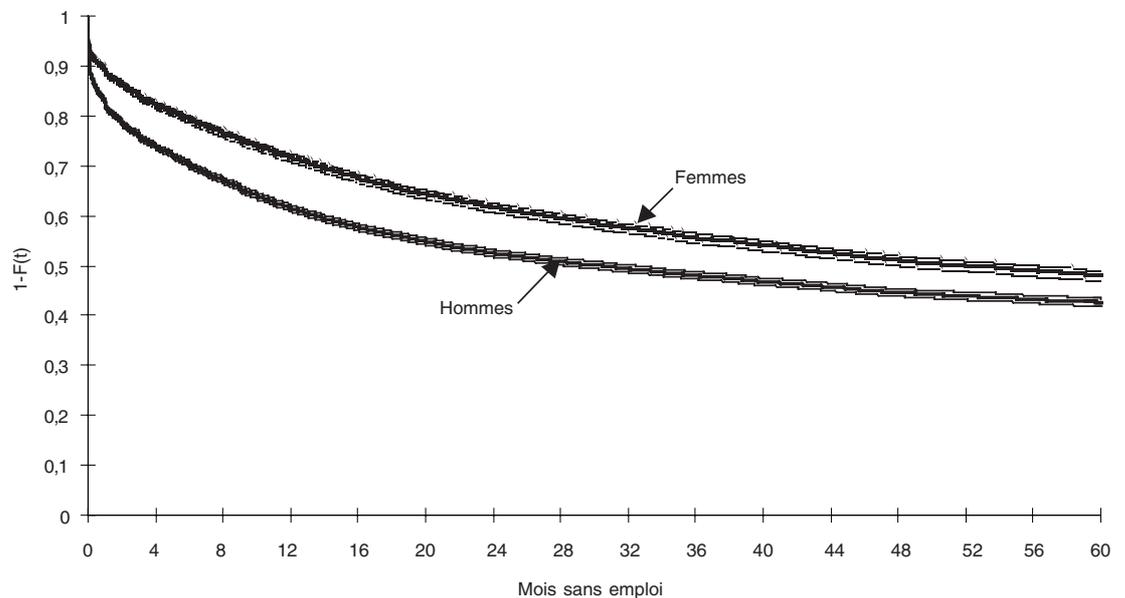
pour les épisodes courts, alors que la situation semble s'inverser pour les épisodes plus longs (cf. graphique IV). Ce croisement des fonctions de hasard semble se produire aux alentours de 22 mois passés sans emploi. Ceci veut dire qu'au début d'un épisode de non-emploi, les

Les femmes, outre qu'elles font moins souvent une transition directe entre employeurs, ont des périodes de non-emploi de durée plus longue que les hommes (15) (cf. graphique III). En revanche, la fonction de hasard pour les hommes est plutôt supérieure à celle des femmes

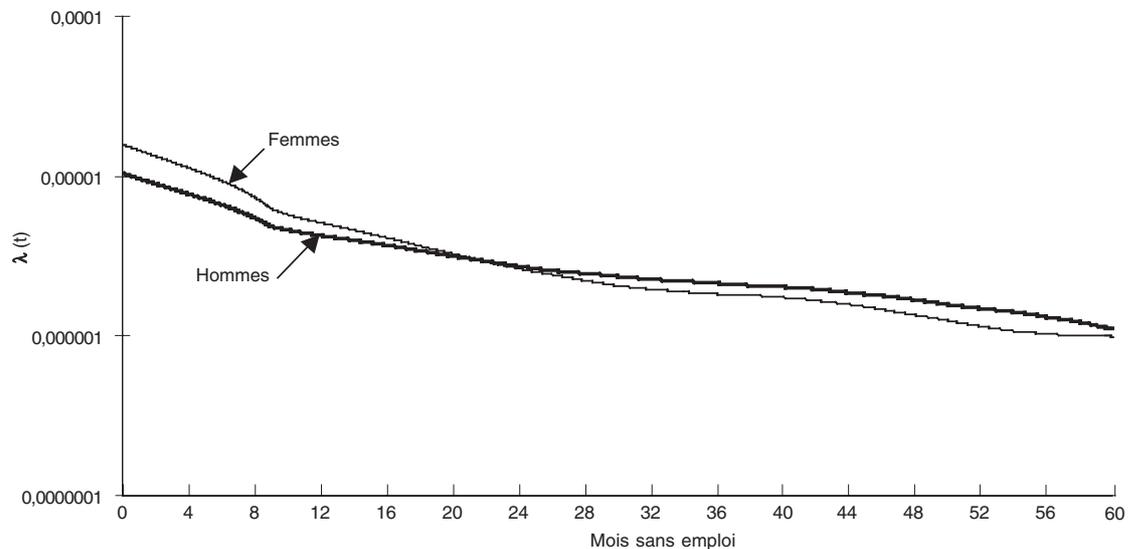
14. Un test de rang confirme que la fonction de survie pour les individus licenciés est significativement différente de celle des individus qui se séparent de leur employeur pour d'autres raisons ($\chi^2(1) = 426$).

15. Un test de rang confirme que la fonction de survie pour les hommes est significativement différente de celle des femmes ($\chi^2(1) = 239$).

Graphique III
Fonctions de survie Kaplan-Meier, toutes séparations confondues



Graphique IV
Fonctions de hasard Tanner-Wong, toutes séparations confondues



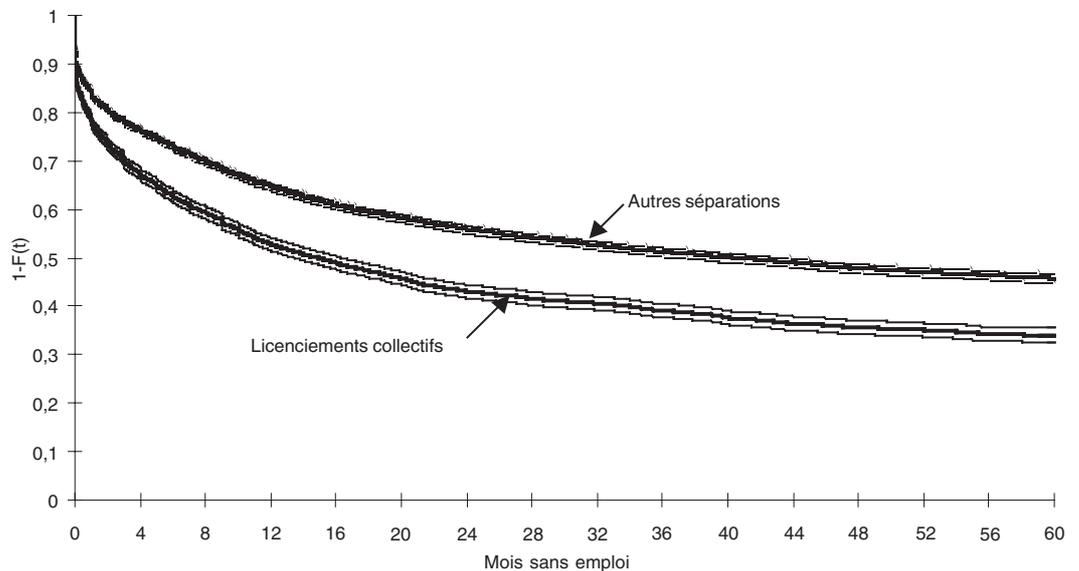
hommes en sortent plus facilement que les femmes, alors que parmi les épisodes de plus longue durée, les femmes retrouvent des emplois plus rapidement que les hommes. Ce résultat qui différencie les hommes des femmes justifie l'estimation des modèles de durée séparément par sexe.

Dans le graphique V, on compare les estimateurs de la fonction de survie Kaplan-Meier pour les salariés ayant terminé leur emploi au plus deux ans avant la disparition de leur entreprise et de la fonction de survie des salariés s'étant séparés de leur employeur pour d'autres raisons. Pour les hommes comme pour les fem-

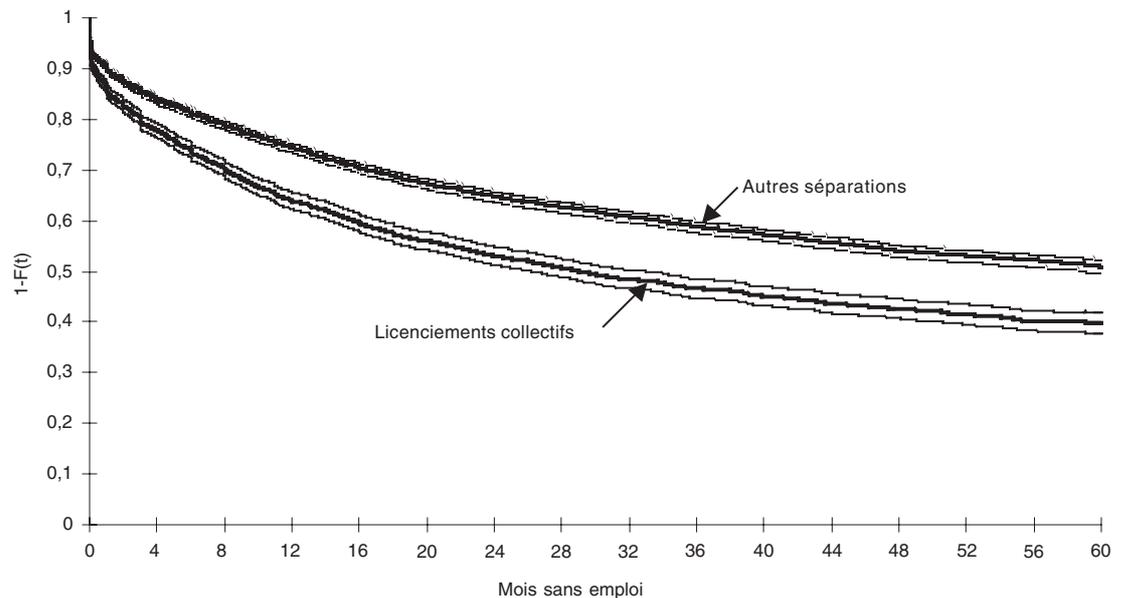
mes, les salariés ayant subi un licenciement collectif sans avoir pu changer d'employeur avant la fin de leur emploi sortent de leur période sans emploi plus rapidement que les salariés étant partis de chez leur employeur dans d'autres circonstances et qui se sont retrouvés sans emploi à la suite de cette séparation (16). Ces fonctions de survie, estimées pour les individus qui ont passé du temps sans emploi, impliquent égale-

16. Des tests de rang confirment que les fonctions de survie pour les individus licenciés sont significativement différentes de celles des individus qui se séparent de leur employeur pour d'autres raisons ($\chi^2(1) = 284$ pour les hommes et 148 pour les femmes).

Graphique V
Fonctions de survie Kaplan-Meier
A - Hommes



B - Femmes



ment des différences importantes en termes de non-emploi, et peut-être de chômage de longue durée (17). Un peu moins d'un tiers des hommes sans emploi à la suite d'un licenciement collectif sont toujours sans emploi cinq ans après celui-ci, alors que c'est le cas de plus de 45 % de ceux qui sont entrés en période de non-emploi pour d'autres raisons (18). Les chiffres comparables pour les femmes sont respectivement de 40 et 51 %.

Toutefois, ces résultats s'appliquent seulement aux individus ayant connu une période sans emploi. Ainsi, les séparations pour des raisons autres que des licenciements collectifs qui sont exploités dans les graphiques I à VI sont vraisemblablement associées à des licenciements individuels pour faute ou insuffisance professionnelle, surtout parmi les hommes, et risquent d'inclure très peu de départs volontaires (19). Certains épisodes de non-emploi, notamment pour les femmes, peuvent aussi correspondre à des retraits de la population active, par exemple celui des mères de famille pour élever des enfants. Ces séparations, et les épisodes de non-emploi qui les suivent, correspondent alors une logique autre que celle de la recherche active d'emploi.

Néanmoins, sachant que les salariés objet d'un licenciement collectif connaissent des périodes sans emploi avec une probabilité moins élevée, en moyenne, que ceux qui ont quitté leur employeur pour d'autres raisons, ceci implique une différence beaucoup plus importante entre les durées espérées des périodes sans emploi. Les salariés qui se sont séparés de leur employeur pour des raisons autres que la fermeture de l'entreprise ont une durée sans emploi observée en moyenne 24 % plus longue que ceux qui ont subi un licenciement collectif. Plus précisément, en combinant les fonctions de hasard et les probabilités de transition directe, on peut estimer la durée espérée d'un épisode de non-emploi incluant les durées nulles, mais conditionnellement à une durée inférieure à six ans (le maximum possible dans l'échantillon utilisé, les durées plus longues n'étant pas identifiées dans une analyse non-paramétrique). Ces calculs impliquent une durée espérée de 14 mois pour les salariés licenciés collectivement, par rapport à 17 mois et demi pour ceux qui sont partis de leur employeur pour d'autres raisons. Les différences par type de séparation entre les durées espérées pour les hommes et les femmes reflètent plus de différences entre les durées espérées pour les femmes (presque 16 mois pour les licenciements collectifs contre 20 mois pour les autres, soit un écart de presque 27 %)

que pour les hommes (13 mois contre 16 mois, soit 22 % d'écart). Comme mentionné ci-dessus, cette plus grande différence pour les femmes peut être due à des comportements différents sur le marché du travail, mais le fait que les durées espérées soient plus longues chez les femmes pour les deux types de séparations (par rapport aux hommes) laisse penser qu'il peut y avoir également une composante non négligeable provenant du côté de la demande du marché du travail. Ceci dit, ces analyses étant jusqu'ici purement non paramétriques (bien que stratifiés selon des critères de type de séparation et de sexe), on ne peut pas contrôler les différences entre les sous-populations sans avoir recours à des analyses au moins semi-paramétriques.

Contrôler l'hétérogénéité observable

Bien évidemment, les différences constatées ci-dessus, entre les salariés qui ont terminé leur emploi en liaison avec la fermeture de leur entreprise et ceux qui sont partis pour d'autres raisons, peuvent n'être que superficielles, car l'analyse des fonctions de survie Kaplan-Meier ne considère pas les différences entre les caractéristiques des deux populations. Il est plausible que les salariés qui se sont séparés de leur employeur pour des raisons autres qu'un licenciement collectif et qui se retrouvent en non-emploi présentent des caractéristiques qui les rendent moins employables. Ils auraient donc plus de difficultés à retrouver un emploi, indépendamment de la raison de la fin de l'emploi précédent.

Les estimations de modèles semi-paramétriques, du type hasard proportionnel de Cox, de la durée de l'épisode de non-emploi permettent de contrôler l'hétérogénéité observable entre les deux sous-populations (pour ceux qui n'ont pas connu une transition directe vers l'employeur

17. Les données renseignent seulement sur les emplois occupés. On ne peut donc pas interpréter ce qui se passe entre deux emplois.

18. Certains administrateurs de l'Unedic, au cours des discussions informelles, ont suggéré qu'environ un tiers des allocataires de l'assurance chômage sont allés jusqu'au bout de leur période d'indemnisation, sans trouver un emploi, en 1998. Ces chiffres sont cohérents avec, voire sous-estiment légèrement, les fonctions de survie des graphiques I, V et VI estimées sur les données de la décennie précédente. Les questions de cycle économique mises à part, cette différence pourrait provenir du fait que l'on retient ici tous les individus sans emploi, alors que l'Unedic s'intéresse aux seuls inscrits à l'assurance chômage, et qui sont potentiellement plus motivés à retrouver un emploi que la moyenne des individus sans emploi.

19. Le raisonnement derrière cette conclusion réside dans l'idée que si quelqu'un quitte volontairement son emploi pour un autre, il ne passera pas un jour sans emploi entre les deux postes, et il n'apparaîtra pas donc dans ces analyses.

suivant). Ces estimations sont réalisées séparément pour les hommes et les femmes selon la définition « stricte » de la transition directe, en se focalisant sur la première perte d'un emploi d'au moins quatre ans d'ancienneté (20) (cf. tableau 2). Le modèle est estimé avec trois spécifications :

- 1) avec les deux types de salariés et une indicatrice pour la fermeture de l'entreprise ;
- 2) séparément sur les salariés ayant subi un licenciement collectif ;
- 3) et séparément sur ceux ayant terminé leur emploi dans d'autres circonstances.

La première spécification est équivalente à l'imposition de coefficients identiques sur toutes les variables sauf la constante et à l'imposition de l'égalité des lois des fonctions de hasard de base entre les deuxième et troisième spécifications. Les mêmes modèles sont aussi estimés en appliquant la définition de la transition directe inférieure à 7 jours (cf. tableau 3).

Les licenciés économiques sortent plus rapidement du non-emploi

Les résultats de la première spécification montrent que les salariés ayant subi un licenciement collectif sortent significativement plus rapidement de leur période sans emploi que ceux ayant terminé leur emploi sous d'autres conditions, avec un effet marginal plus important pour les femmes que pour les hommes. Ce résultat est cohérent avec les différences de durées espérées calculées sur la base des estimateurs non paramétriques. Ceci s'explique, au moins en partie, par les échantillons utilisés dans ces estimations : comme on ne retient ici que les salariés qui ne passent pas directement vers leur employeur suivant, l'échantillon des individus étant séparés de leur employeur pour des raisons autres que la disparition de leur entreprise contient majoritairement des individus licenciés pour insuffisance professionnelle ou faute (21).

Par rapport au groupe de référence où l'ancienneté dans le dernier emploi est de quatre à six ans, les salariés sans emploi à la suite de la fin d'un emploi dans lequel ils avaient beaucoup d'ancienneté semblent avoir plus de mal à retrouver un emploi que ceux qui ont perdu un emploi où ils avaient moins d'ancienneté. Cet effet semble un peu plus important pour les salariés qui ont subi un licenciement collectif que pour les autres, notamment pour les femmes.

Les valeurs des coefficients estimés croissent de façon monotone avec l'ancienneté pour les hommes et pour les femmes ayant terminé leur emploi pour des raisons autres qu'un licenciement collectif, mais les coefficients ne sont généralement pas significativement différents les uns des autres.

Un tel résultat serait cohérent avec une explication du type capital humain. Les salariés avec plus d'ancienneté, toutes choses égales par ailleurs, ont pu accumulé plus de capital humain spécifique à leur entreprise ou au secteur de leur ex-employeur. Lorsqu'une perte d'emploi intervient, ce capital humain est perdu. De plus, comme la fermeture d'une entreprise pourrait être un signal d'un secteur en mauvaise santé, le capital humain acquis dans ce secteur risque d'être moins valorisable à l'extérieur de l'entreprise. Si l'on suppose qu'à âge donné, une ancienneté élevée reflète un investissement moins fort en capital humain général et plus fort en capital humain spécifique, ces salariés à grande ancienneté auraient également, en moyenne, moins de capital humain général. Ainsi, moins prisés sur le marché du travail, ils risquent de passer plus de temps à retrouver un employeur.

En outre, les salariés avec le plus d'ancienneté dans l'emploi perdu percevaient des salaires plus élevés que les moins anciens. Si le salaire de réserve se base en partie sur le salaire du dernier emploi, ceci implique que, face à la même distribution d'offres de réemploi, les salariés ayant fini un emploi dans lequel ils étaient peu anciens trouveront une nouvelle offre d'emploi plus facilement acceptable que ceux qui se sont séparés des emplois de plus longue ancienneté.

Le diplôme favorise la sortie du non-emploi

Les résultats concernant l'éducation méritent un avertissement particulier. Les données observées sur l'éducation n'étant disponibles que pour un dixième de l'échantillon, le diplôme (ou plutôt la probabilité d'avoir un des diplômes considérés) a été imputé selon une estimation du type *logit polytomique* pour les 9/10^e qui

20. Rappelons que ces tableaux donnent les coefficients des variables dans le facteur de proportionnalité de la fonction de hasard. Ainsi, un coefficient positif implique une augmentation de la fonction de hasard avec la variable correspondante, et donc une durée espérée plus courte.

21. Un tel résultat est prédit par le modèle « layoffs and lemons » de Gibbons et Katz (1991).

Tableau 2
**Modèles semi-paramétriques (Cox) de durée des épisodes sans emploi
(durées strictement positives)**

A - Hommes

Variable	Toutes séparations		Licenciements collectifs		Autres séparations	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
6 ≤ Ancienneté < 8	- 0,4221***	0,0340	- 0,4568***	0,0611	- 0,3924***	0,0411
8 ≤ Ancienneté < 10	- 0,4348***	0,0389	- 0,4686***	0,0665	- 0,4019***	0,0480
10 ≤ Ancienneté	- 0,4960***	0,0323	- 0,5563***	0,0559	- 0,4499***	0,0395
Licenciement collectif	0,1563***	0,0230				
Âge	2,2022***	0,8013	- 1,0745	1,4250	3,3705***	0,9788
Âge ² /100	- 9,0433***	3,1224	4,0303	5,5473	- 13,7050***	3,8194
Âge ³ /1 000	1,6258***	0,5326	- 0,6515	0,9452	2,4365***	0,6524
Âge ⁴ /10 000	- 0,1089***	0,0336	0,0377	0,0595	- 0,1609***	0,0412
Éducation générale (bas)	0,3686***	0,0990	0,1516	0,1726	0,4645***	0,1211
Éducation technique	0,4696***	0,0931	0,1428	0,1618	0,6126***	0,1141
Éducation générale (haut)	0,7807***	0,0969	0,5034***	0,1758	0,9132***	0,1169
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs	0,0358	0,0448	0,0118	0,0850	0,0423	0,0530
Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,1005***	0,0330	0,0696	0,0629	0,1165***	0,0389
Employés qualifiés	- 0,1338**	0,0538	- 0,2334**	0,1146	- 0,0909	0,0613
Employés non qualifiés	0,0008	0,0610	0,0037	0,1010	0,0023	0,0770
Ouvriers qualifiés	0,0443	0,0272	0,0568	0,0483	0,0397	0,0330
1985	0,0442	0,0295	0,0321	0,0545	0,0376	0,0351
1986	0,1492***	0,0336	0,1614***	0,0612	0,1302***	0,0402
1987	0,2116***	0,0357	0,2229***	0,0638	0,1884***	0,0432
1988	0,1320***	0,0417	0,1038	0,0736	0,1236**	0,0509
1989	0,1512***	0,0488	0,3018***	0,0838	0,0770	0,0601
Nombre d'observations	21 047		5 497		15 550	
Nombre d'épisodes non censurés	9 934		3 116		6 818	
Log de vraisemblance	- 93 575,74		- 25 177,55		- 62 117,14	

B - Femmes

Variable	Toutes séparations		Licenciements collectifs		Autres séparations	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
6 ≤ Ancienneté < 8	- 0,2884***	0,0464	- 0,3483***	0,0825	- 0,2649***	0,0564
8 ≤ Ancienneté < 10	- 0,4098***	0,0561	- 0,5323***	0,0987	- 0,3452***	0,0683
10 ≤ Ancienneté	- 0,3764***	0,0448	- 0,4106***	0,0793	- 0,3556***	0,0544
Licenciement collectif	0,2378***	0,0312				
Âge	- 1,0708	1,1079	0,9418	1,9512	- 1,9686	1,3575
Âge ² /100	3,9595	4,3653	- 3,6223	7,6681	7,3132	5,3585
Âge ³ /1 000	- 0,6049	0,7525	0,6297	1,3182	- 1,1444	0,9256
Âge ⁴ /10 000	0,0312	0,0479	- 0,0419	0,0837	0,0626	0,0591
Éducation générale (bas)	0,6896***	0,1626	0,4738*	0,2645	0,7828***	0,2062
Éducation technique	0,9016***	0,1568	0,7952***	0,2562	0,9448***	0,1986
Éducation générale (haut)	1,0083***	0,1602	0,9111***	0,2788	1,0434***	0,1985
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs	0,2496***	0,0843	- 0,1144	0,1761	0,3785***	0,0970
Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,3003***	0,0536	0,1089	0,1005	0,3755***	0,0637
Employés qualifiés	0,2564***	0,0455	0,1367*	0,0825	0,3052***	0,0546
Employés non qualifiés	0,1441***	0,0540	0,1102	0,0896	0,1208*	0,0684
Ouvriers qualifiés	0,0886*	0,0521	0,1025	0,0938	0,0808	0,0629
1985	0,0395	0,0408	0,0724	0,0746	0,0238	0,0490
1986	0,1742***	0,0468	0,1727**	0,0845	0,1725***	0,0563
1987	0,2190***	0,0514	0,2223**	0,0892	0,2144***	0,0632
1988	0,2430***	0,0576	0,2541**	0,1023	0,2338***	0,0699
1989	0,1498**	0,0744	0,1123	0,1348	0,1642*	0,0892
Nombre d'observations	12 453		3 294		9 159	
Nombre d'épisodes non censurés	5 183		1 643		3 540	
Log de vraisemblance	- 46 248,98		- 12 474,79		- 30 492,88	

Lecture : ces données concernent les premières séparations des emplois stables qui ont été suivis par des épisodes sans emploi de durée strictement positive. Tout épisode qui ne termine pas par un nouvel emploi avant le 31 décembre 1989 est considéré comme censuré à droite. Tous les modèles incluent également des variables de contrôle pour 15 secteurs d'activité. *** indique un coefficient significatif au seuil de 1 %, ** indique un coefficient significatif au seuil de 5 % et * indique un coefficient significatif au seuil de 10 %.

Source : calculs de l'auteur à partir de la fusion des données DADS et EDP.

Tableau 3
**Modèles semi-paramétriques (Cox) de durée des épisodes sans emploi
(durées supérieures à 7 jours)**

A - Hommes

Variable	Toutes séparations		Licenciements collectifs		Autres séparations	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
6 ≤ Ancienneté < 8	- 0,4383***	0,0366	- 0,4822***	0,0658	- 0,4051***	0,0442
8 ≤ Ancienneté < 10	- 0,4601***	0,0423	- 0,4911***	0,0723	- 0,4293***	0,0520
10 ≤ Ancienneté	- 0,5266***	0,0349	- 0,5626***	0,0605	- 0,4908***	0,0428
Licenciement collectif	0,1909***	0,0248				
Âge	2,2641**	0,8805	- 0,7123	1,5527	- 3,4203***	1,0798
Âge ² /100	- 9,2747***	3,4352	2,6515	6,0475	- 13,9233***	4,2195
Âge ³ /1 000	1,6641***	0,5867	- 0,4194	1,0310	- 2,4776***	0,7218
Âge ⁴ /10 000	- 0,1111***	0,0370	0,0232	0,0650	- 0,1636***	0,0456
Éducation générale (bas)	0,3094***	0,1044	0,2049	0,1820	- 0,3525***	0,1278
Éducation technique	0,3543***	0,0993	0,0596	0,1750	- 0,4813***	0,1210
Éducation générale (haut)	0,6249***	0,1044	0,4136**	0,1905	- 0,7272***	0,1254
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs	0,0189	0,0488	0,0148	0,0911	- 0,0219	0,0580
Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,0827**	0,0356	0,0132	0,0681	- 0,1140***	0,0421
Employés qualifiés	- 0,1143**	0,0575	- 0,2918**	0,1252	- 0,0498	0,0652
Employés non qualifiés	0,0006	0,0655	0,0063	0,1076	- 0,0029	0,0831
Ouvriers qualifiés	0,0337	0,0291	0,0346	0,0516	- 0,0345	0,0355
1985	0,0410	0,0315	0,0040	0,0579	- 0,0446	0,0377
1986	0,1548***	0,0360	0,1178*	0,0654	- 0,1569***	0,0432
1987	0,2132***	0,0385	0,1584**	0,0688	- 0,2208***	0,0465
1988	0,1045**	0,0457	0,0578	0,0794	- 0,1005*	0,0562
1989	0,0303	0,0583	0,1925**	0,0967	- 0,0632	0,0734
Nombre d'observations	19 573		5 054		14 519	
Nombre d'épisodes non censurés	8 476		2 675		5 801	
Log de vraisemblance	- 79 246,53		- 21 422,41		- 52 455,34	

B - Femmes

Variable	Toutes séparations		Licenciements collectifs		Autres séparations	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
6 ≤ Ancienneté < 8	- 0,2702***	0,0489	- 0,3444***	0,0867	- 0,2384***	0,0594
8 ≤ Ancienneté < 10	- 0,4026***	0,0593	- 0,5360***	0,1047	- 0,3302***	0,0721
10 ≤ Ancienneté	- 0,3575***	0,0473	- 0,3875***	0,0836	- 0,3376***	0,0575
Licenciement collectif	0,2617***	0,0327				
Âge	- 1,2910	1,1723	0,8506	2,0513	- 2,2170	1,4409
Âge ² /100	4,7888	4,6241	- 3,4039	8,0726	8,2907	5,6933
Âge ³ /1 000	- 0,7423	0,7980	0,6123	1,3895	- 1,3125	0,9844
Âge ⁴ /10 000	0,0396	0,0509	- 0,0419	0,0883	0,0732	0,0629
Éducation générale (bas)	0,6941***	0,1695	0,4528*	0,2686	0,8164***	0,2179
Éducation technique	0,8932***	0,1640	0,6426**	0,2654	1,0186***	0,2090
Éducation générale (haut)	0,9660***	0,1682	0,8060***	0,2883	1,0440***	0,2104
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs	0,1549*	0,0923	- 0,2181	0,1944	0,2798***	0,1058
Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,2872***	0,0562	0,1183	0,1053	0,3513***	0,0668
Employés qualifiés	0,2502***	0,0474	0,1509*	0,0863	0,2880***	0,0569
Employés non qualifiés	0,1328**	0,0565	0,1089	0,0940	0,1084	0,0715
Ouvriers qualifiés	0,0674	0,0543	0,1088	0,0975	0,0462	0,0657
1985	0,0304	0,0428	0,0486	0,0779	0,0209	0,0515
1986	0,1982***	0,0488	0,1633*	0,0883	0,2110***	0,0587
1987	0,2230***	0,0541	0,2112**	0,0934	0,2247***	0,0668
1988	0,2553***	0,0611	0,2084*	0,1089	0,2747***	0,0740
1989	0,1497*	0,0832	0,0662	0,1497	0,1871*	0,1001
Nombre d'observations	1 938		3 140		8 798	
Nombre d'épisodes non censurés	4 679		1 490		3 189	
Log de vraisemblance	- 41 536,06		- 11 246,58		- 27 319,26	

Lecture : ces données concernent les premières séparations des emplois stables qui ont été suivis par des épisodes sans emploi d'une durée d'au moins une semaine. Tout épisode qui ne se termine pas par un nouvel emploi avant le 31 décembre 1989 est considéré comme censuré à droite. Tous les modèles incluent également des variables de contrôle pour 15 secteurs d'activité. *** indique un coefficient significatif au seuil de 1 %, ** indique un coefficient significatif au seuil de 5 % et * indique un coefficient significatif au seuil de 10 %.
Source : calculs de l'auteur à partir de la fusion des données DADS et EDP.

restent (22). Les résultats obtenus sont toujours convergents, même si on ne corrige pas la matrice de covariance pour l'utilisation des variables estimées comme régresseurs.

L'éducation semble aider les individus à obtenir un emploi. Une fois encore, les coefficients augmentent de façon monotone avec le niveau d'éducation : plus la personne est éduquée, plus elle retrouve un emploi salarié rapidement. Pourtant, seule l'éducation générale de haut niveau (baccalauréat général et plus) aide, de façon significative, les hommes licenciés à sortir du non-emploi. L'éducation a des effets quantitativement plus importants sur le retour à l'emploi pour les salariés ayant subi un licenciement collectif que pour ceux ayant terminé leur emploi pour d'autres raisons. Cet effet est aussi plus important pour les femmes que pour les hommes.

Ces résultats peuvent s'expliquer de plusieurs manières. Dans la mesure où les emplois peu qualifiés ont eu tendance à disparaître en France pendant la période d'analyse retenue, un salarié sans diplôme ayant terminé son emploi aura moins de chances de trouver un autre emploi qu'un salarié qualifié dans la même situation. Cet effet risque d'être d'autant plus fort pour les salariés licenciés pour faute ou insuffisance professionnelle (vraisemblablement la majorité des salariés de la catégorie des « autres séparations ») que pour les salariés étant partis de leur employeur deux ans au plus avant la disparition de l'entreprise, car les seconds ne sont pas stigmatisés comme les premiers.

Les différences entre les hommes et les femmes dans le rôle de l'éducation pourraient signifier soit un effet de discrimination, soit un rôle différencié de l'éducation dans le comportement d'offre de travail des femmes. En supposant un marché du travail plus concurrentiel – et donc des salaires plus proches des vraies productivités marginales – pour les salariés qualifiés (23), si les hommes peu qualifiés retrouvent un emploi plus facilement que les femmes peu qualifiées, pour cause de discrimination ou n'importe quelle autre raison, on retrouverait les résultats des tableaux 2 et 3.

Une autre explication réside peut-être dans l'attachement plus fort des femmes qualifiées au marché du travail par rapport à celui des femmes non qualifiées. Ceci pourrait être dû à un effet de découragement des femmes peu qualifiées à la recherche d'un emploi ou bien du coût

d'opportunité du temps passé hors travail moins élevé des peu qualifiées par rapport aux plus qualifiées. Dans chacun des cas, s'il y a une utilisation alternative du temps qui apporte de l'utilité (par exemple élever des enfants) ou qui supprime des coûts (tels que des frais de garde), une femme peu qualifiée pourrait choisir de modifier son comportement d'offre sur le marché du travail.

Le rôle du type d'emploi occupé

Par catégorie professionnelle, les ouvrières non qualifiées sont celles qui retrouvent le plus difficilement un emploi parmi toutes les catégories professionnelles pour les femmes. En revanche, les hommes qui étaient des employés qualifiés, surtout ceux qui sont séparés de leur employeur deux ans au plus avant la disparition de celui-ci, mettent plus de temps à retrouver un emploi qu'un ouvrier non qualifié. Cette distinction entre les hommes et les femmes provient peut-être des différences des fonctions exercées par les employés qualifiés et par les ouvriers non qualifiés.

Les hommes cadres et ingénieurs s'étant séparés de leur employeur pour des raisons autres que le licenciement collectif retrouvent le salariat plus lentement que les hommes ouvriers non qualifiés, contrairement aux femmes. Comme pour l'éducation (avec laquelle la catégorie professionnelle est corrélée), ceci est peut-être lié à une différence de comportement en matière d'offre de travail, dans la mesure où les sorties du marché du travail seraient plus fréquentes pour les femmes ayant eu des emplois les moins qualifiés.

En se restreignant aux seuls épisodes de non-emploi de durée supérieure à sept jours, peu de choses changent. Quasiment tous les résultats précédents restent valables, ainsi que leurs interprétations. En valeur absolue, les résultats sur l'effet de l'ancienneté et l'éducation

22. Voir Abowd, Kramarz et Margolis (1999) pour plus de détails sur l'estimation de ce modèle. Une estimation faite seulement pour les observations pour lesquels l'éducation est observée donne des résultats qualitativement similaires, mais moins souvent significatifs (perte de 88 % des observations et des degrés de liberté correspondants). L'estimation de ces modèles sans contrôle pour l'éducation donne des résultats différents des ceux présentés ici, ce qui suggère que la spécification sans éducation souffre d'un biais de variables omises.

23. Cette hypothèse peut être contestée au vu des fortes disparités de salaires entre hommes et femmes dans des emplois qualifiés. Pourtant, il est probable que les entreprises qui emploient des travailleurs peu qualifiés aient plus de pouvoir de monopsonie en raison de la moindre mobilité géographique des salariés peu qualifiés par rapport aux plus qualifiés.

s'accroissent pour les hommes, mais aucune tendance nette n'est discernable pour les femmes. Pour les professions, aucune variation systématique des coefficients n'apparaît. En somme, bien que la définition de transition directe ait un impact sur les taux de transition directe (comme attendu), elle a peu d'importance dans la détermination des facteurs qui influent sur la vitesse de sortie du non-emploi.

Une comparaison avec les résultats des études américaines

Ces résultats sont-ils comparables à ceux obtenus sur des données nord-américaines (24) ? Avant de comparer des résultats entre les pays, quelques avertissements sont nécessaires. Tout d'abord, les licenciements collectifs analysés dans cet article concernent des entreprises qui, dans les deux années calendaires qui suivent, vont disparaître. Les études nord-américaines, et américaines en particulier, reposent plutôt sur des données d'enquêtes rétrospectives (25). Les seules analyses à utiliser des données administratives sont celles de Jacobson, LaLonde et Sullivan (1993a et 1993b) et Schoeni et Dardia (1998), et elles définissent un licenciement collectif comme la décision d'un employeur de réduire son effectif global d'un pourcentage donné (une définition inapplicable aux données utilisées ici). Ensuite, la majorité de ces études ne considère que les salariés ayant subi un licenciement collectif sans les comparer aux salariés ayant quitté leur employeur pour d'autres raisons (Gibbons et Katz (1991) étant cependant une exception notable). Une autre différence est la précision avec laquelle on mesure la durée des périodes sans emploi. La mesure utilisée ici, issue de données administratives, est, en principe, précise au jour près. Les études américaines fondées sur les *DWS* mesurent les durées en semaines, alors que les études basées sur des données administratives ne peuvent compter qu'en trimestres. L'essentiel des études sur données nord-américaines se concentrent aussi exclusivement sur les hommes, alors qu'ici les deux sexes sont étudiés. Enfin, la plupart des auteurs nord-américains peuvent discerner ce qui se passe entre les deux emplois (chômage, inactivité, travail indépendant, études), alors qu'ici on est contraint de regrouper toutes ces possibilités sous la même rubrique de non-emploi salarial.

En conservant à l'esprit ces différences et au sujet des transitions directes entre employeurs, Swaim et Podgursky (1991) trouvent qu'une partie non négligeable d'individus ayant subi un

licenciement collectif retrouve un emploi « immédiatement », c'est-à-dire en moins d'une semaine, une proportion globale chiffrée pour les hommes par Gibbons et Katz (1991) à 14 %. Toutefois, seulement 51 % des salariés, et 56 % de ceux sujets à des licenciements collectifs, avaient un préavis. En France, tout salarié a droit à un préavis avant licenciement, même pour insuffisance professionnelle. Pour autant, les proportions sont assez similaires : pour les hommes, sur un échantillon comparable, le taux de transition directe est de 16 % et de 10 % pour les femmes (on ne trouve pas de chiffre comparable pour les femmes en Amérique du Nord en raison de la pénurie d'études par sexe).

La distinction entre licenciements collectifs et autres licenciements a été soulevée en particulier par Gibbons et Katz (1991). Ils ont trouvé, eux aussi, que les salariés licenciés collectivement retrouvaient directement un nouvel emploi plus souvent (19 %) que les hommes licenciés pour d'autres raisons (10 %). Les chiffres trouvés ici sont de 16 % vs 12 % pour les hommes et 10 % vs 7 % pour les femmes (cf. tableau 1). Dans les deux cas, les salariés qui perdent leur emploi pour d'autres raisons que le licenciement collectif ont un taux de transition directe entre 26 et 28 % plus faible que celui des licenciés collectifs, ce qui est à comparer à une réduction du taux de transition directe de 47 % aux États-Unis. Au-delà des différences dans la définition du licenciement collectif, ce décalage est attribuable, en partie, au fait que les salariés licenciés collectivement dans l'enquête utilisée (*le DWS*) par Gibbons et Katz (1991) ont reçu un préavis plus souvent que les autres licenciés. Ils ont pu ainsi rechercher plus rapidement un nouvel emploi. Sachant que les licenciements collectifs, comme les autres licenciements, ont au moins deux mois de préavis légal en France (Lefèbvre, 1996), il est vraisemblable que les préavis supplémentaires disponibles pour les salariés subissant un licenciement collectif sont d'importance minimale, et que ce qu'on observe en France se rapproche plus des effets de signal.

En France, l'ancienneté ralentit de façon significative le retour à l'emploi pour les hommes comme pour les femmes. Cet effet de ralentisse-

24. Un bon aperçu des études récentes sur les licenciements collectifs sur données nord-américaines se trouve dans Fallick (1996).

25. Le « Displaced Worker Supplement » (*DWS*) ou Supplément pour travailleur licencié de l'enquête Current Population Survey, est la source principale des données exploitées par les analyses américaines.

ment de sortie est plus important pour les salariés entrés dans une période sans emploi salarié à cause de la fermeture de leur entreprise que pour ceux qui sont entrés en non-emploi pour d'autres raisons. Les analyses faites sur données américaines donnent le même résultat (Valetta, 1991 ; Swaim et Podgursky, 1991). Certaines études américaines, Fallick (1993) entre autres, suggèrent que ceci est dû au fait que les salariés les plus anciens dans l'entreprise sont plus attachés au secteur d'activité de l'entreprise qu'ils viennent de quitter et qu'ils seraient donc moins disposés à accepter des offres de travail provenant d'autres secteurs d'activité que celui de l'emploi perdu.

Enfin, pour ce qui concerne les différences entre hommes et femmes, les études américaines constatent que les hommes subissent des licenciements collectifs plus fréquemment que les femmes, mais ils trouvent que toute différence significative en matière de vitesse de retour à l'emploi est explicable par d'autres facteurs observables. Les analyses présentées ici à partir de modèles de durée suggèrent qu'en France au moins il existe des différences entre hommes et femmes qui vont au-delà des simples différences dans les distributions des caractéristiques observables. Les effets du type de séparation (licenciement collectif ou autres séparations) et du niveau d'éducation sont beaucoup plus forts pour les femmes que pour les hommes (cf. tableaux 2 et 3). De plus, les constantes estimées lors des analyses paramétriques (présentées dans les tableaux B et C de l'annexe) suggèrent que des différentiels dans les taux bruts de sortie peuvent exister, même s'il faut toujours interpréter ces comparaisons avec prudence en raison des différences de coefficients estimés pour les hommes et pour les femmes.

*
* *

L'auteur tient à remercier Joseph Altonji, Christian Back, Bruce Fallick, Denis Fougère, Peter Kuhn, Stéfan Lollivier, Claude Montmarquette, Sébastien Roux, Christopher Ruhm, Robert Schoeni, Michel Sologoub, Valérie Ulrich et Claire Waysand, ainsi que les participants aux nombreux colloques et séminaires où une version précédente de cet article, intitulé « Worker Displacement in France », a été présentée.

Cette analyse fait partie d'un ensemble d'études (Bender, Dustmann, Margolis et Meghir (à paraître), Margolis (1999, 2000)) menées sur des données administratives françaises. Mais malgré les avantages de ces données en termes de couverture et de précision, elles restent insuffisantes pour répondre à certaines questions importantes pour l'analyse des licenciements collectifs. D'abord, il serait très utile de savoir ce qui se passe entre les deux emplois salariés. Est-ce que les salariés cherchent activement dès le début de la période de non-emploi ou plus précisément quand commencent-ils à chercher ? Les individus qui vont subir un licenciement collectif commencent-ils à chercher un nouvel emploi plus tôt, même avant la séparation, que ceux qui vont partir de chez leur employeur pour d'autres raisons ? Quel est le rôle de l'État en matière de retour à l'emploi salarial et qui en bénéficie ? Les licenciements collectifs associés à la fermeture de l'entreprise sont-ils qualitativement différents des autres licenciements pour raison économique ? Quel est le rôle des fusions et des acquisitions dans les licenciements collectifs ? Et lorsqu'une entreprise licencie seulement une partie de son effectif, est-ce plus difficile pour ceux qui sont licenciés de retrouver un emploi dans cette situation qu'à la suite d'un licenciement global ?

Les réponses à ces questions nécessiteraient l'utilisation de données de plusieurs sortes (enquêtes auprès des individus ou auprès des entreprises). Elles exigeraient également la présence de variables supplémentaires comme la date à partir de laquelle le salarié a connaissance du licenciement à venir, la date à partir de laquelle il se met à chercher un nouvel emploi et le statut du salarié licencié entre les deux emplois salariés (recherche active d'emploi, travail indépendant). L'analyse des licenciements collectifs en France pourrait alors être approfondie. □

BIBLIOGRAPHIE

- Abowd J.M., Finer H.S.C., Kramarz F. et Roux S. (1997)**, « Job and Wage Mobility: An Analysis of the Dynamics of Employment Durations Using Matched Employee and Employer Data from the U.S. and France », présenté au NBER Summer Institute, Labor Studies Group, juillet.
- Abowd J.M., Kramarz F. et Margolis D.N. (1999)**, « High Wage Workers and High Wage Firms », *Econometrica*, vol. 67, n° 2, mars, pp. 251-333.
- Abowd J.M., Kramarz F., Lemieux T. et Margolis D.N. (2000)**, « Minimum Wages and Youth Employment in France and the United States », in David G. Blanchflower et Richard B. Freeman (eds.), *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, pp. 427-472, NBER, Chicago.
- Bender S., Dustmann C., Margolis D.N. et Meghir C. (à paraître)**, « Worker Displacement in France and Germany », in Peter Kuhn et Randal Eberts (eds.), *Losing Work, Moving On: International Comparisons of Worker Displacement*, Kalamazoo, Michigan : W.E. Upjohn Institute.
- Bonnal L. et Fougère D. (1990)**, « Les déterminants individuels de la durée de chômage », *Économie et Prévision*, n° 96, pp. 45-82.
- Fallick B.C. (1993)**, « The Industrial Mobility of Displaced Workers », *Journal of Labor Economics*, vol. 11, n° 2, avril, pp. 302-323.
- Fallick B.C. (1996)**, « A Review of the Recent Empirical Literature on Displaced Workers », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 50, n° 1, octobre, pp. 5-16.
- Fortin B., Fougère D. et Lacroix G. (1999)**, « Hausses des barèmes et sorties de l'aide sociale : les résultats d'une expérience naturelle au Canada », *Revue Économique*, vol. 50, n° 3, mai, pp. 451-463.
- Fortin B., Fougère D. et Lacroix G. (2000)**, « The Effects of Welfare Benefits on the Duration on Welfare Spells: Evidence from a Natural Experiment in Canada », document de travail, Crest-Insee.
- Friesen J. (1997)**, « Mandatory Notice and the Jobless Durations of Displaced Workers », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 50, n° 4, juillet, pp. 652-666.
- Gibbons R. et Katz L.F. (1991)**, « Layoffs and Lemons », *Journal of Labor Economics*, vol. 9, n° 4, octobre, pp. 351-380.
- Jacobson L.S., LaLonde R.J. et Sullivan D.G. (1993a)**, « Earnings Losses of Displaced Workers », *American Economic Review*, vol. 83, n° 4, septembre, pp. 685-709.
- Jacobson L.S., LaLonde R.J. et Sullivan D.G. (1993b)**, *The Costs of Worker Dislocation*, Kalamazoo, Michigan : W.E. Upjohn Institute.
- Jones S.R.G. et Kuhn P. (1995)**, « Mandatory Notice and Unemployment », *Journal of Labor Economics*, vol. 13, n° 4, octobre, pp. 599-622.
- Lancaster T. (1990)**, *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.
- Lefebvre F. (1996)**, *Social 1996, droit du travail et sécurité sociale*, Mémentos Pratiques, Éditions Francis Lefebvre.
- Margolis D.N. (1999)**, « Part-Year Employment, Slow Reemployment and Earnings Losses: The Case of Worker Displacement in France », in John C. Haltiwanger, Julia I. Lane, James R. Spletzer, Jules J.M. Theeuwes et Kenneth R. Troske (eds.), *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, Amsterdam : North Holland, pp. 375-416.
- Margolis D.N. (2000)**, « Worker Displacement in France », document de travail, Crest-Insee, n° 2000-01.
- Prieto A. (1999)**, « Impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d'emploi », *Revue Économique*, vol. 51, n° 3, mai, pp. 523-534.
- Ruhm C.J. (1994)**, « Advance Notice, Job Search, and Postdisplacement Earnings », *Journal of Labor Economics*, vol. 12, n° 1, janvier, pp. 1-28.
- Schoeni R.F. et Dardia M. (1998)**, « Earnings Losses of Displaced Workers in the 1990s », *mimeo*, Rand Institute, mai.
- Stevens A.H. (1997)**, « Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses », *Journal of Labor Economics*, vol. 15, n° 1, janvier, pp. 165-188.
- Swaim P. et Podgursky M. (1991)**, « Displacement and Unemployment », in John T. Addison (ed.), *Job Displacement: Consequences and Implications for Policy*, Wayne State University Press, Detroit.
- Valletta R.G. (1991)**, « Job Tenure and Joblessness of Displaced Workers », *Journal of Human Resources*, vol. 26, n° 4, automne, pp. 726-741.
-

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

A1 - Hommes

	Employé sans interruption entre 1/1/1984 et 31/12/1989		Première séparation Licenciement collectif		Première séparation pour autre raison	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Âge	37,8221	6,9613	37,5399	7,1697	37,8557	7,2917
Âge ² /100	14,7897	5,3397	14,6065	5,4929	14,8623	5,6179
Âge ³ /1 000	59,6404	31,5947	58,7554	32,4879	60,3426	33,4161
Âge ⁴ /10 000	247,2471	170,4219	243,5202	175,2958	252,4465	181,3050
Ancienneté < 1	0,0026	0,0508	0,0673	0,2506	0,0821	0,2745
1 ≤ Ancienneté < 2	0,0002	0,0154	0,0027	0,0521	0,0033	0,0576
2 ≤ Ancienneté < 4	0,0006	0,0250	0,0044	0,0661	0,0042	0,0644
4 ≤ Ancienneté < 6	0,1673	0,3732	0,2105	0,4077	0,2312	0,4216
6 ≤ Ancienneté < 8	0,2247	0,4174	0,2319	0,4221	0,2296	0,4206
8 ≤ Ancienneté < 10	0,0128	0,1126	0,0206	0,1422	0,0116	0,1071
10 ≤ Ancienneté	0,5917	0,4915	0,4625	0,4986	0,4380	0,4961
Sans aucun diplôme	0,1900	0,1321	0,1890	0,1366	0,1877	0,1364
Éducation générale (bas)	0,3208	0,1728	0,3142	0,1680	0,3122	0,1669
Éducation technique	0,3585	0,1832	0,3576	0,1809	0,3474	0,1784
Éducation générale (haut)	0,1250	0,1632	0,1335	0,1710	0,1469	0,1823
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,1088	0,3114	0,0975	0,2966	0,1162	0,3205
Employés qualifiés	0,2352	0,4241	0,2178	0,4127	0,2449	0,4301
Employés non qualifiés	0,0825	0,2751	0,0496	0,2170	0,0607	0,2389
Ouvriers qualifiés	0,0167	0,1283	0,0304	0,1717	0,0276	0,1639
Ouvriers non qualifiés	0,3769	0,4846	0,3956	0,4890	0,3387	0,4733
Ouvriers non qualifiés	0,1794	0,3837	0,2080	0,4059	0,2095	0,4070
Nombre d'observations	54 463		23 506		39 395	

A2 - Femmes

	Employé sans interruption entre 1/1/1984 et 31/12/1989		Première séparation Licenciement collectif		Première séparation pour autre raison	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Âge	36,6086	6,9735	36,4941	7,3465	36,3275	7,4100
Âge ² /100	13,8882	5,2783	13,8579	5,5601	13,7459	5,6092
Âge ³ /1 000	54,5087	30,8614	54,6413	32,5387	54,0750	32,8486
Âge ⁴ /10 000	220,7417	164,7539	222,9536	174,0041	220,4121	175,8617
Ancienneté < 1	0,0022	0,0470	0,0536	0,2252	0,0672	0,2503
1 ≤ Ancienneté < 2	0,0002	0,0131	0,0043	0,0656	0,0041	0,0635
2 ≤ Ancienneté < 4	0,0006	0,0241	0,0051	0,0710	0,0042	0,0643
4 ≤ Ancienneté < 6	0,2025	0,4019	0,2501	0,4331	0,2680	0,4429
6 ≤ Ancienneté < 8	0,2341	0,4234	0,2667	0,4423	0,2436	0,4293
8 ≤ Ancienneté < 10	0,0036	0,0597	0,0066	0,0811	0,0044	0,0665
10 ≤ Ancienneté	0,5568	0,4968	0,4136	0,4925	0,4086	0,4916
Sans aucun diplôme	0,1397	0,1141	0,1450	0,1265	0,1432	0,1164
Éducation générale (bas)	0,4171	0,1966	0,4163	0,1979	0,4121	0,1970
Éducation technique	0,2941	0,1824	0,2870	0,1743	0,2859	0,1753
Éducation générale (haut)	0,1429	0,1664	0,1455	0,1673	0,1526	0,1765
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,0463	0,2102	0,0371	0,1891	0,0431	0,2030
Employés qualifiés	0,1786	0,3830	0,1578	0,3645	0,1668	0,3728
Employés non qualifiés	0,4182	0,4933	0,3423	0,4745	0,3402	0,4738
Ouvriers qualifiés	0,0862	0,2806	0,1540	0,3609	0,1370	0,3439
Ouvriers qualifiés	0,1040	0,3053	0,1126	0,3161	0,1098	0,3127
Ouvriers non qualifiés	0,1662	0,3723	0,1951	0,3963	0,2013	0,4010
Nombre d'observations	29 324		13 438		20 482	

Lecture : toutes les statistiques sont mesurées en 1984. Éducation générale (bas) inclut les diplômes CEP, DFEO, BEPC, BE et BEPS. Éducation technique inclut les diplômes CAP, BEP, EFAA, BAA-BPA, FPA 1^{er}, BP, BEA/C/H/I/S, BATA, et les baccalauréats F-G-H. Éducation générale (haut) est composée des diplômes autres baccalauréats, brevet supérieur, CFES santé, BTS, DUT, DEST, DEUL/S/G, 2^e/3^e cycle, Grande école et les CAPES/T. Les critères de sélection précisent qu'un individu doit avoir au moins 4 ans d'ancienneté dans au moins un des emplois occupés en 1984. On ne considère que les séparations des emplois « stables » (avec une ancienneté supérieure ou égale à 4 ans) dans nos analyses sans exclure les salariés avec des emplois multiples.

Source : fusion des données DADS et EDP.

ESTIMATIONS DES MODÈLES PARAMÉTRIQUES

On a aussi estimé des modèles paramétriques (cf. tableaux B et C). Les fonctions de hasard du graphique II étant plus ou moins linéaires en logarithme, la loi de Weibull est sans doute la mieux adaptée. Les résultats étant semblables aux résultats semi-paramétriques, on ne commente ici que le paramètre de la loi de Weibull qui est toujours inférieur à 1 (impliquant une fonction de hasard décroissant). La taille de ce paramètre dépend de l'échantillon concerné et de la définition de la « transition directe » choisie, ce qui détermine l'ensemble des observations participant à l'estimation. Pour les hommes avec la définition stricte de transition directe, le paramètre est de l'ordre de 0,42, alors que pour les femmes, selon la même définition, il est de 0,49. Si on retient comme définition des transitions directes les transitions inférieures à 7 jours, ce paramètre devient 0,57 pour les hommes et 0,66 pour les femmes. La plupart des études sur données françaises qui utilisent une spécification paramétrique avec loi de Weibull trouvent également des paramètres inférieurs à 1. Bonnal et Fougère (1990) trouvent, en revanche, des paramètres de la loi de Weibull supérieurs à 1 pour certaines spécifications de leur modèle. Bien que ce paramètre puisse sembler très fai-

ble par rapport à ceux habituellement présentés dans la littérature (voir, notamment, Prieto (1999)), cette différence est probablement due, au moins en partie, à la précision avec laquelle on mesure la durée des épisodes. Ici on peut mesurer des durées au jour près, alors qu'avec des données hebdomadaires (qui se rapprochent de la définition de la transition directe inférieure à 7 jours) ou mensuelles, les épisodes courts ne seraient pas discernables. Si la fonction de hasard est convexe en logarithme plutôt que linéaire en logarithme, le taux de hasard pour les durées très courtes pourrait être particulièrement élevé relativement à la pente générale calculée sur les épisodes plus longs. On se risque donc à estimer une fonction de hasard plus pentue (paramètre de loi de Weibull différent de 1) lorsqu'on peut observer des épisodes très courts. Ceci correspond à une erreur de spécification à laquelle une fonction de hasard de base du type Weibull ne peut répondre, ce qui fait une raison de plus pour privilégier les estimations semi-paramétriques. De plus, l'échantillonnage en flux, et non en stock, réduit le biais des estimations non corrigées (Lancaster, 1990) potentiellement présent ailleurs dans la littérature.

Tableau B

Modèles paramétriques (Weibull) de durée des épisodes sans emploi (durées strictement positives)

B1 - Hommes

Variable	Toutes séparations		Licenciements collectifs		Autres séparations	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	- 21,1235***	2,2093	9,8142***	2,5597	- 31,8704***	2,9120
6 ≤ Ancienneté < 8	- 0,4139***	0,1221	- 0,4428***	0,1672	- 0,3861***	0,1330
8 ≤ Ancienneté < 10	- 0,4272***	0,1303	- 0,4526***	0,1742	- 0,3968***	0,1433
10 ≤ Ancienneté	- 0,4888***	0,1202	- 0,5406***	0,1625	- 0,4456***	0,1313
Licenciement collectif	0,1568	0,0987				
Âge	2,2161***	0,5947	- 1,0775	0,7924	3,3686***	0,6752
Âge ² /100	- 9,1167***	1,2741	4,0326**	1,5895	- 13,7158***	1,5617
Âge ³ /1000	1,6410***	0,4826	- 0,6512	0,6434	2,4412***	0,5445
Âge ⁴ /10000	- 0,1100	0,1186	0,0377	0,1609	- 0,1614	0,1308
Éducation générale (bas)	0,3659*	0,2048	0,1560	0,2743	0,4590**	0,2257
Éducation technique	0,4659**	0,1995	0,1524	0,2657	0,6032***	0,2209
Éducation générale (haut)	0,7776***	0,2072	0,5081*	0,2801	0,9057***	0,2283
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs	0,0343	0,1370	0,0154	0,1924	0,0400	0,1479
Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,0982	0,1176	0,0686	0,1655	0,1132	0,1270
Employés qualifiés	- 0,1327	0,1503	- 0,2355	0,2241	- 0,0900	0,1592
Employés non qualifiés	- 0,0020	0,1597	- 0,0022	0,2097	0,0009	0,1783
Ouvriers qualifiés	0,0431	0,1066	0,0541	0,1451	0,0387	0,1168
1985	0,0645	0,1108	0,0584	0,1538	0,0556	0,1201
1986	0,1864	0,1184	0,2062	0,1634	0,1644	0,1286
1987	0,2650**	0,1224	0,2864*	0,1673	0,2364*	0,1336
1988	0,1964	0,1317	0,1939	0,1786	0,1746	0,1444
1989	0,1466	0,1423	0,3312*	0,1914	0,0545	0,1568
Paramètre de Weibull	0,4182		0,4350		0,4127	
Nombre d'observations	21 047		5 497		15 550	
Nombre d'épisodes non censurés	9 934		3 116		6 818	
Log de vraisemblance	- 33 592,63		- 9 924,53		- 23 550,67	

Lecture : ces données concernent les premières séparations des emplois stables qui ont été suivis par des épisodes sans emploi de durée strictement positive. Tout épisode qui ne termine pas par un nouvel emploi avant le 31 décembre 1989 est considéré comme censuré à droite. Tous les modèles incluent également des variables de contrôle pour 15 secteurs d'activité. *** indique un coefficient significatif au seuil de 1 %, ** indique un coefficient significatif au seuil de 5 % et * indique un coefficient significatif au seuil de 10 %.

Source : calculs de l'auteur à partir de la fusion des données DADS et EDP.

Tableau B (suite)

B2 - Femmes

Variable	Toutes séparations		Licenciements collectifs		Autres séparations	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	7,4151***	2,3292	- 11,7573***	3,1830	16,0645***	2,8939
6 ≤ Ancienneté < 8	- 0,2828*	0,1525	- 0,3301*	0,2002	- 0,2619	0,1696
8 ≤ Ancienneté < 10	- 0,4003**	0,1688	- 0,5065**	0,2221	- 0,3393*	0,1873
10 ≤ Ancienneté	- 0,3678**	0,1510	- 0,3866*	0,1974	- 0,3502**	0,1680
Licenciement collectif	0,2330*	0,1251				
Âge	- 0,9979	0,7404	1,0252	0,9658	- 1,8940**	0,8406
Âge ² /100	3,6671**	1,4900	- 3,9388**	1,9462	7,0114***	1,7505
Âge ³ /1000	- 0,5542	0,6082	0,6820	0,7922	- 1,0918	0,6870
Âge ⁴ /10000	0,0280	0,1531	- 0,0451	0,1989	0,0592	0,1719
Éducation générale (bas)	0,6856**	0,2874	0,4735	0,3570	0,7771**	0,3283
Éducation technique	0,8949***	0,2862	0,7939**	0,3577	0,9360***	0,3260
Éducation générale (haut)	0,9979***	0,2913	0,8940**	0,3748	1,0327***	0,3282
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs	0,2494	0,2042	- 0,1108	0,2887	0,3761*	0,2228
Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,2956*	0,1638	0,1046	0,2182	0,3706**	0,1817
Employés qualifiés	0,2528*	0,1506	0,1332	0,1980	0,3016*	0,1675
Employés non qualifiés	0,1425	0,1629	0,1088	0,2060	0,1195	0,1853
Ouvriers qualifiés	0,0877	0,1599	0,1018	0,2108	0,0806	0,1775
1985	0,0559	0,1409	0,0958	0,1876	0,0357	0,1559
1986	0,1909	0,1511	0,2001	0,1998	0,1820	0,1673
1987	0,2290	0,1582	0,2526	0,2054	0,2124	0,1770
1988	0,2336	0,1672	0,2650	0,2196	0,2118	0,1859
1989	0,0526	0,1897	0,0263	0,2511	0,0603	0,2099
Paramètre de Weibull	0,4894		0,4724		0,5001	
Nombre d'observations	12 453		3 294		9 159	
Nombre d'épisodes non censurés	5 183		1 643		3 540	
Log de vraisemblance	- 17 542,87		- 5 342,26		- 12 146,35	

Lecture : ces données concernent les premières séparations des emplois stables qui ont été suivis par des épisodes sans emploi de durée strictement positive. Tout épisode qui ne termine pas par un nouvel emploi avant le 31 décembre 1989 est considéré comme censuré à droite. Tous les modèles incluent également des variables de contrôle pour 15 secteurs d'activité. *** indique un coefficient significatif au seuil de 1 %, ** indique un coefficient significatif au seuil de 5 % et * indique un coefficient significatif au seuil de 10 %.

Source : calculs de l'auteur à partir de la fusion des données DADS et EDP.

Tableau C

Modèles paramétriques (Weibull) de durée des épisodes sans emploi (durées supérieures à 7 jours)**C1 - Hommes**

Variable	Toutes séparations		Licenciements collectifs		Autres séparations	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	- 21,3255***	2,6929	7,2393**	2,9855	- 32,0118***	3,5703
6 ≤ Ancienneté < 8	- 0,4414***	0,1480	- 0,4812**	0,1999	- 0,4097**	0,1623
8 ≤ Ancienneté < 10	- 0,4648***	0,1588	- 0,4885**	0,2090	- 0,4367**	0,1758
10 ≤ Ancienneté	- 0,5328***	0,1466	- 0,5629***	0,1944	- 0,4989***	0,1615
Licenciement collectif	0,1979*	0,1196				
Âge	2,2173***	0,7253	- 0,8325	0,9450	3,3751***	0,8307
Âge ² /100	- 9,1167***	1,5520	3,1130*	1,8831	- 13,7770***	1,9192
Âge ³ /1000	1,6402***	0,5893	- 0,4978	0,7686	2,4566***	0,6713
Âge ⁴ /10000	- 0,1098	0,1451	0,0281	0,1925	- 0,1625	0,1615
Éducation générale (bas)	0,3164	0,2447	0,2156	0,3232	0,3596	0,2713
Éducation technique	0,3638	0,2392	0,0805	0,3165	0,4865*	0,2655
Éducation générale (haut)	0,6427***	0,2482	0,4368	0,3329	0,7434***	0,2741
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs	0,0166	0,1663	0,0187	0,2281	0,0188	0,1814
Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,0815	0,1423	0,0098	0,1973	0,1133	0,1549
Employés qualifiés	- 0,1152	0,1808	- 0,3012	0,2690	- 0,0492	0,1925
Employés non qualifiés	- 0,0043	0,1926	- 0,0029	0,2478	- 0,0060	0,2172
Ouvriers qualifiés	0,0327	0,1286	0,0289	0,1717	0,0355	0,1420
1985	0,0840	0,1334	0,0520	0,1815	0,0858	0,1459
1986	0,2426*	0,1432	0,2119	0,1937	0,2427	0,1569
1987	0,3498**	0,1489	0,3011	0,1993	0,3544**	0,1638
1988	0,2942*	0,1614	0,2643	0,2133	0,2818	0,1789
1989	0,1975	0,1818	0,3904*	0,2367	0,0880	0,2038
Paramètre de Weibull	0,5667		0,5706		0,5675	
Nombre d'observations	19 573		5 054		8 718	
Nombre d'épisodes non censurés	8 476		2 675		5 801	
Log de vraisemblance	- 26 529,97		- 7 899,22		- 18 525,07	

C2 - Femmes

Variable	Toutes séparations		Licenciements collectifs		Autres séparations	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	10,7165***	2,8728	5,1060	490,2568	19,4542***	3,6400
6 ≤ Ancienneté < 8	- 0,2704	0,1815	- 0,3356	0,2391	- 0,2401	0,2018
8 ≤ Ancienneté < 10	- 0,4033**	0,2017	- 0,5283**	0,2669	- 0,3319	0,2233
10 ≤ Ancienneté	- 0,3566**	0,1801	- 0,3751	0,2360	- 0,3386*	0,2003
Licenciement collectif	0,2664*	0,1493				
Âge	- 1,3738	0,8886	- 0,7460	1,1414	- 2,2949**	1,0141
Âge ² /100	5,1175***	1,8114	2,9416	2,2854	8,5923***	2,1562
Âge ³ /1000	- 0,7993	0,7292	- 0,4870	0,9381	- 1,3638*	0,8266
Âge ⁴ /10000	0,0432	0,1832	0,0282	0,2360	0,0764	0,2059
Éducation générale (bas)	0,7187**	0,3420	0,4795	0,4183	0,8418**	0,3942
Éducation technique	0,9224***	0,3409	0,6799	0,4198	1,0458***	0,3920
Éducation générale (haut)	0,9927***	0,3467	0,8319*	0,4409	1,0704***	0,3939
Chefs d'entreprise, cadres, ingénieurs	0,1646	0,2472	- 0,2149	0,3534	0,2901	0,2688
Techniciens, agents de maîtrise, professions intermédiaires	0,2917	0,1947	0,1178	0,2597	0,3567*	0,2157
Employés qualifiés	0,2550	0,1787	0,1527	0,2355	0,2931	0,1985
Employés non qualifiés	0,1348	0,1935	0,1108	0,2454	0,1099	0,2198
Ouvriers qualifiés	0,0676	0,1894	0,1138	0,2499	0,0457	0,2104
1985	0,0714	0,1675	0,1019	0,2231	0,0571	0,1855
1986	0,2715	0,1800	0,2526	0,2386	0,2771	0,1993
1987	0,3278*	0,1897	0,3418	0,2462	0,3165	0,2124
1988	0,3914*	0,2020	0,3720	0,2657	0,3947*	0,2243
1989	0,2629	0,2343	0,2083	0,3094	0,2811	0,2597
Paramètre de Weibull	0,6596		0,6384		0,6734	
Nombre d'observations	11 938		3 140		8 798	
Nombre d'épisodes non censurés	4 679		1 490		3 189	
Log de vraisemblance	- 14 587,53		- 4 414,77		- 10 117,20	

Lecture : ces données concernent les premières séparations des emplois stables qui ont été suivis par des épisodes sans emploi de durée d'au moins une semaine. Tout épisode qui ne termine pas par un nouvel emploi avant le 31 décembre 1989 est considéré comme censuré à droite. Tous les modèles incluent également des variables de contrôle pour 15{IEI}secteurs d'activité. *** indique un coefficient significatif au seuil de 1 %, ** indique un coefficient significatif au seuil de 5 % et *{IEI}indique un coefficient significatif au seuil de 10 %. Source : calculs de l'auteur à partir de la fusion des données DADS et EDP.