

L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi

Brigitte Dormont, Denis Fougère et Ana Prieto*

Le profil de l'indemnisation du chômage influence-t-il la reprise d'emploi ? Cette question est étudiée en comparant deux réglementations successives de l'assurance chômage. La réglementation en vigueur de 1986 à 1992 prévoit un profil simple en deux paliers : l'indemnisation connaît une seule chute, plus ou moins forte, lors du passage de l'allocation de base à l'allocation de fin de droits. Dans le système d'allocation unique dégressive (AUD) introduit en 1992, le profil d'indemnisation se caractérise par des baisses régulières du montant de l'allocation.

L'estimation de modèles de durée montre que dans la réglementation en vigueur avant 1992, le taux de reprise d'emploi augmente fortement à l'approche de la fin de la période d'indemnisation à taux plein. Ce pic dans la reprise d'emploi n'est plus observé dans la nouvelle réglementation : l'introduction de l'AUD a écrêté le profil temporel des taux de reprise d'emploi. Ce résultat vaut principalement pour les chômeurs qui bénéficiaient en emploi d'un salaire élevé.

On observe un écart très significatif entre les probabilités de rester en chômage dans l'ancienne et la nouvelle réglementation (AUD). La conjoncture macroéconomique plus défavorable qui caractérise la période postérieure à 1992 n'explique qu'en partie cette différence. Ainsi, la dégressivité, telle qu'elle a été mise en œuvre de 1992 à 1996, aurait ralenti le retour à l'emploi.

* Brigitte Dormont fait partie du THEMA, Université Paris X-Nanterre, Denis Fougère du CNRS, du Crest-Insee et du CEPR, Ana Prieto du THEMA, Université Paris X-Nanterre, et du Crest-Insee.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Quelle est l'influence de la dégressivité des allocations chômage sur le retour à l'emploi des chômeurs indemnisés ? Dans cet article, cette question est abordée en étudiant les effets de l'introduction, en 1992, de l'allocation unique dégressive. La période préalable, de 1986 à 1992, se caractérisait par une certaine stabilité réglementaire. Les chômeurs indemnisés percevaient tout d'abord l'allocation de base (AB), puis l'allocation de fin de droits (AFD) qui correspondait à un niveau plancher. Le protocole d'accord de juillet 1992 modifia profondément cette réglementation : après une période à taux plein, le montant de l'indemnisation perçue baisse tous les quatre mois jusqu'à atteindre un plancher. Le nombre de paliers de dégressivité parcourus dépend de la durée du chômage et du niveau de salaire perçu lors du dernier emploi. Pour comparer ces deux systèmes, qualifiés par la suite d'ancienne (1986-1992) et de nouvelle réglementation (1993-1996), on examine les taux de reprise d'emploi des chômeurs dont les profils d'indemnisation sont les plus fréquents.

L'assurance chômage a pour fonction première de limiter la chute de revenu subie par le salarié en cas de chômage. Elle doit également permettre d'améliorer les conditions de la recherche d'emploi, et conduire à une bonne adéquation de l'emploi retrouvé avec la qualification et les capacités de l'individu, mais aussi avec ses préférences en matière de salaire et de conditions de travail. Ces effets positifs ont toutefois une contrepartie : un certain niveau d'indemnisation peut limiter les incitations à rechercher activement un emploi. En l'absence de possibilités d'observation et de contrôle effectif de l'effort de recherche, il y a là un problème de risque moral qu'il convient d'intégrer dans le calcul de l'indemnisation, si l'on veut que le système d'assurance soit viable financièrement (1).

La réglementation de l'assurance chômage en France est complexe (cf. *infra*) et comporte des profils très variés d'indemnisation potentielle. Pour comparer de façon rigoureuse les taux de retour à l'emploi dans les deux réglementations, on a dû se restreindre aux chômeurs indemnisés dans le cadre de filières particulières de l'ancienne et de la nouvelle réglementation. Ce choix, effectué pour des raisons méthodologiques, limite le champ d'observation aux chômeurs âgés de 25 à 50 ans et ayant une durée minimale d'affiliation au régime d'assurance chômage. Ce faisant, on n'étudie pas ici les comportements de composantes importantes

de la population des chômeurs : les jeunes, les travailleurs précaires situés à la frange de l'emploi et du chômage indemnisé, et les chômeurs âgés. Toutefois, les échantillons finalement retenus correspondent à la majorité des chômeurs indemnisés (environ 60 %). De plus, si la portée de l'analyse est nécessairement limitée par cette restriction de champ, la validité de ses conclusions concernant l'impact des profils d'indemnisation sur les taux de retour à l'emploi ne s'en trouve pas affectée.

Définir des profils temporels d'indemnisation

Les modèles théoriques d'assurance chômage optimale définissent des profils temporels d'indemnisation qui devraient, en principe, limiter la désincitation à la recherche d'emploi. Par exemple, Shavell et Weiss (1979), puis Hopenhayn et Nicolini (1997), montrent que la dégressivité continue de l'indemnisation au cours de l'épisode de chômage est, de ce point de vue, le profil le plus adéquat. Relativement complexes, ces modèles reposent toutefois sur des hypothèses restrictives par rapport à la réalité : on n'y envisage qu'un seul épisode de chômage (et d'emploi si le chômeur retrouve du travail), le taux d'arrivée des offres d'emploi est homogène, constant dans le temps, et ne dépend que de l'effort de recherche individuel ; tous les emplois proposés sont supposés identiques, associés à un taux de salaire unique et fixe au cours du temps. En particulier, ces modélisations théoriques ne tiennent pas compte de la diversité des qualifications des chômeurs qui, de ce fait, subissent des contraintes plus ou moins fortes sur leur offre de travail. Par ailleurs, la restriction à un seul épisode de chômage et les hypothèses d'homogénéité des emplois et de constance des salaires proposés ne permettent pas de rendre compte de comportements relevant d'une démarche d'insertion : un chômeur peut accepter un emploi, non pour ses caractéristiques intrinsèques, mais parce qu'il s'agit d'une première étape dans une dynamique de

1. Pour l'anecdote, ce problème avait été repéré dès 1912 par Charles Gide. Celui-ci estimait que seules les associations professionnelles pouvaient jouer le rôle d'assureurs sans risquer la faillite, car elles connaissaient suffisamment l'état du marché du travail dans leur branche pour pouvoir vérifier « la sincérité de la déclaration ». Ce problème a été reconsidéré tout récemment par Chiu et Karni (1998), qui montrent que lorsque les salariés sont les seuls à détenir l'information sur leurs préférences et leur effort productif, le secteur privé peut, à l'équilibre, ne pas avoir intérêt à offrir une assurance chômage. Dans les cas de professions à fort turnover (tels que les intermittents du spectacle) ou de secteurs dont l'activité est fortement saisonnière (l'hôtellerie par exemple), l'argument de risque moral prend une dimension particulière.

réinsertion permettant d'accéder par la suite à de meilleurs emplois. Ces deux arguments – les contraintes sur l'offre de travail et l'existence de comportements d'insertion – pourraient ainsi limiter l'ampleur des incitations induites par une indemnisation décroissante.

Dans les années 80, la plupart des très nombreux travaux économétriques consacrés à cette question ont mis en évidence l'existence d'une relation positive entre le niveau de l'indemnisation et la durée de l'épisode de chômage (Lancaster et Chesher, 1983 ; Narendranathan et Nickell, 1985). Cependant, le profil d'indemnisation examiné dans ces travaux est simple : les chômeurs perçoivent un montant fixe pendant une durée illimitée. L'une des premières études ayant tenu compte d'une baisse du niveau de l'indemnisation au sein de l'épisode de chômage est celle de Van den Berg (1990). La même année, Meyer (1990) publie un article, très souvent cité depuis, qui met évidence qu'aux États-Unis, le taux de sortie du chômage indemnisé croît très sensiblement à l'approche de la fin de droits. Plus récemment, Carling, Holmlund et Vejsiu (1999) ont montré que, à la suite de la réforme de l'assurance chômage mise en place en Suède en 1996, la baisse du ratio de remplacement de 80 % à 75 % a entraîné une hausse du taux de sortie du chômage de 10 %. Dans le cas de la France (2), Joutard et Ruggiero (1994) ont exploité un extrait du fichier national des allocataires (FNA) de l'Unedic couvrant les années 1985 à 1989. Leur étude montre que les individus dont les chances de trouver un emploi augmentent à l'approche d'un changement de régime (passage de l'allocation de base à l'allocation de fin de droit, arrêt complet de l'indemnisation) sont par ailleurs les plus « employables », c'est-à-dire ceux dont les probabilités de retour à l'emploi demeurent plus élevées dans les autres sous-périodes de l'épisode de chômage.

Cette étude est la première à examiner de manière approfondie les effets d'une modification des profils temporels d'indemnisation sur les taux de retour à l'emploi. Deux autres caractéristiques la distinguent des travaux précédents. Premièrement, elle s'appuie sur des observations recueillies sur une longue période, allant de 1986 à 1996. Deuxièmement, on dispose d'échantillons dont la taille importante permet de mettre en évidence les effets du basculement réglementaire grâce à une analyse stratifiée par niveaux de salaire (cf. encadré 1). L'analyse statistique est

conduite à l'aide de modèles de durée à hasards proportionnels constants par intervalles (de type « *Piecewise Constant Hazard* ») (3). Ces modèles présentent un avantage majeur : ils permettent, en effet, d'estimer le taux de retour à l'emploi de façon très flexible, et d'étudier son évolution au voisinage des changements du niveau d'indemnisation ou des paliers de dégressivité. De plus, les caractéristiques individuelles observables et non observables, mais aussi les variables temporelles de conjoncture, peuvent y être incorporées assez simplement.

La réglementation du chômage en France de 1986 à 1996

La période allant de 1986 à 1992 se caractérise par une relative stabilité de la réglementation de l'assurance chômage. En effet, pendant toute cette période, un chômeur indemnisé a droit à l'allocation de base (AB) dont le montant représente 57 à 75 % du salaire de référence (moyenne des salaires bruts perçus au cours des douze derniers mois). Les droits potentiels des individus sont déterminés par un système de filières. Les filières sont construites en fonction de l'âge et de la durée de cotisation au régime d'assurance chômage, et elles déterminent les droits des allocataires (cf. annexe A). La durée de perception de l'allocation de base peut varier de trois à vingt-sept mois. Si, au bout de cette période, le chômeur n'a toujours pas retrouvé d'emploi, il perçoit une allocation plancher d'environ 2 500 francs par mois, appelée allocation de fin de droits (AFD), dont la durée est au maximum de dix-huit mois.

Le protocole d'accord de 1992 modifie profondément cette réglementation : l'allocation de base et l'allocation de fin de droits sont remplacées par l'allocation unique dégressive (AUD). Le montant de l'allocation de départ reste le même (de 57 à 75 % du salaire de référence) pendant une durée variant de quatre à vingt-sept mois suivant la filière. Les chômeurs doivent ensuite faire face à une baisse

2. Voir Fougère (2000) pour une synthèse des travaux sur la durée du chômage en France.

3. Pour plus d'informations sur ces modèles et leur estimation, on peut se référer, par exemple, à l'ouvrage de Lancaster (1990) et à l'article de Meyer (1990). L'article de Bonnal, Fougère et Sérandon (1997) contient une application de ce type de modèles à un échantillon extrait de l'enquête « Suivi des chômeurs » de l'Insee.

LA CONSTRUCTION DE L'ÉCHANTILLON

L'échantillon utilisé est extrait du Fichier National des Allocataires (FNA) de l'Unedic. À l'origine, un échantillon d'environ 370 000 individus a été extrait de la population des chômeurs indemnisés recensés dans le FNA entre le 1^{er} avril 1986 et le 31 décembre 1996. Seuls les premiers épisodes de chômage ont pu être exploités, car, pour les suivants (second, troisième, etc.), la filière d'indemnisation n'est pas remise à jour. Or, cette information est indispensable pour la connaissance des profils potentiels d'indemnisation.

L'analyse se limite à l'examen des profils d'indemnisation les plus fréquents, dont font partie les deux cas types décrits dans le texte de l'article. Ainsi, ne sont pas retenus :

- les chômeurs affiliés à des régimes d'indemnisation très spécifiques, comme par exemple les intermittents du spectacle ;
- ceux qui bénéficient, au cours de leur épisode de chômage, de programmes de formation ;
- les salariés préalablement à temps partiel ;
- les enregistrements correspondant à des données aberrantes.

Deux sous-échantillons pour comparer ancienne et nouvelle réglementation

Ces restrictions de champ conduisent à un échantillon de 80 000 épisodes de chômage. Afin de comparer les effets des deux types de réglementation, il a été nécessaire de séparer cet échantillon en deux. Le premier sous-échantillon ne comprend que des indi-

vidus indemnisés sous le régime de l'ancienne réglementation. Les individus qui transitent entre l'ancienne et la nouvelle donnent lieu à des durées censurées à droite au 31 juillet 1992. La taille encore trop importante de l'échantillon de l'ancienne réglementation (50 000 individus) se prêtant mal à l'estimation de modèles économétriques, on l'a réduit de moitié par un tirage aléatoire. Dans le deuxième sous-échantillon, on ne conserve que les individus qui perçoivent l'allocation unique dégressive et débutent leur premier épisode de chômage après le 1^{er} octobre 1993. Ils sont 30 000 environ.

Le graphique A illustre la construction des deux échantillons : les durées D2, D3 et D4 sont conservées dans l'échantillon de l'ancienne réglementation (D4 est une durée censurée à droite). Pour ce qui concerne la nouvelle réglementation, D6 est conservée, et D7 est une durée censurée à droite.

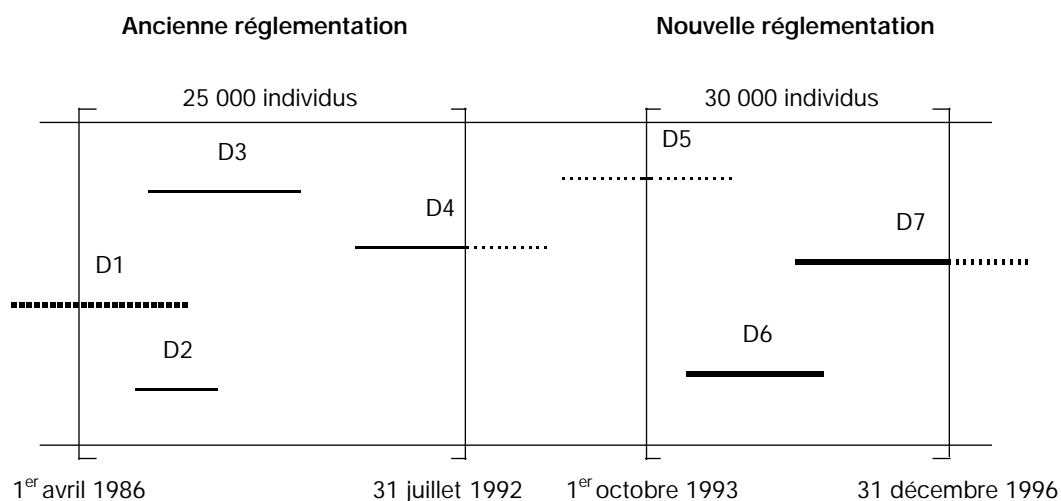
Un échantillon par profil d'indemnisation

Pour distinguer les profils d'indemnisation, il est nécessaire de prendre en compte la répartition des individus entre les différentes filières (cf. tableaux A et B).

Dans l'analyse empirique, il est crucial de comparer les taux de sortie du chômage d'individus identiques du point de vue des profils d'indemnisation potentiels. On a décidé de conserver les chômeurs de la filière 4 dans l'ancienne réglementation, et ceux de la filière 6 dans la nouvelle réglementation. Les individus en question

Graphique A

La construction des échantillons de l'ancienne et de la nouvelle réglementation



Encadré 1 (suite)

correspondent à la majorité des chômeurs indemnisés (respectivement 77 % et 55 % des observations sur l'une et l'autre période) et présentent des caractéristiques d'accès à l'indemnisation comparables.

Dans la filière 4 de l'ancienne réglementation, il reste encore quatre profils d'indemnisation différents, selon les droits à prolongation en AB et AFD. Pour se conformer à l'objectif d'homogénéité des profils d'indemnisation potentiels, on se limite aux chômeurs qui ne bénéficient pas de prolongation. Il reste alors un échantillon d'individus dont le profil d'indemnisation potentiel est de quatorze mois en allocation de base (AB) et de douze mois en allocation de fin de droits (AFD). Parmi ceux-ci, on ne garde que les individus de 25 ans et plus afin de comparer cette filière à celle de la nouvelle réglementation. L'échantillon définitif de l'ancienne réglementation se compose donc de 12 379 individus, qui représentent 60 % de l'échantillon total en ancienne réglementation.

Dans l'échantillon de la filière 6 de la nouvelle réglementation, il reste 13 364 individus, dont les profils potentiels d'indemnisation sont les suivants :

- 2 chômeurs ont un profil d'indemnisation qui atteindra le plancher au deuxième palier de dégressivité et qui, de ce fait, ne peuvent connaître que deux réductions (ou chutes) du montant de l'indemnité ;
- 3 328 individus ont un profil d'indemnisation avec trois chutes potentielles ;
- 4 295 individus peuvent connaître au plus quatre chutes du montant de l'indemnité ;
- 127 individus connaîtront au plus cinq chutes potentielles ;
- et 3 614 individus connaîtront au plus six chutes (en ce cas, si leur salaire de référence est très élevé, il se peut que leur dernier palier soit encore supérieur au plancher).

Dans cet échantillon, aucun chômeur ne peut connaître qu'une seule baisse du montant de l'indemnisation. Ces effectifs expliquent pourquoi les estimations sont limitées aux sous-groupes de chômeurs pouvant connaître au moins trois réductions du montant de l'indemnité.

Tableau A
L'ancienne réglementation

Durée d'affiliation	Âge	Filière	Effectif	Pourcentage
3 mois au cours des 12 derniers mois	Indifférent	1	20	0,1
6 mois au cours des 12 derniers mois	Moins de 50 ans	2	3 360	16,4
		3	77	0,4
12 mois au cours des 24 derniers mois	Moins de 50 ans	4	15 817	77,0
		5	178	0,9
24 mois au cours des 36 derniers mois	Entre 50 et 55 ans	6	680	3,3
		7	402	2,0
Total			20 534	100

Source : Fichier national des allocations de l'Unedic.

Tableau B
La nouvelle réglementation

Durée d'affiliation	Âge	Filière	Effectif	Pourcentage
4 mois au cours des 8 derniers mois	Indifférent	1	849	3,6
6 mois au cours des 12 derniers mois	Indifférent	2	2 596	10,7
8 mois au cours des 12 derniers mois	Moins de 50 ans	3	3 081	12,7
		4	24	0,1
14 mois au cours des 24 derniers mois	Moins de 25 ans	5	3 178	13,1
		6	13 364	55,2
		7	24	0,1
27 mois au cours des 36 derniers mois	Moins de 50 ans	8	970	4,0
		9	146	0,6
Total			24 256	100

Source : Fichier national des allocations de l'Unedic.



du montant de l'indemnisation tous les quatre mois jusqu'à ce qu'ils atteignent le niveau plancher de 2 500 francs, ou bien jusqu'à épuisement de leurs droits. Lors du passage à cette nouvelle réglementation, de nouvelles filières ont été construites (cf. annexe B).

Le basculement réglementaire de 1992 : l'allocation unique dégressive

L'importance du déficit des réserves de l'Unedic, 15,5 milliards en 1992 (cf. graphique I), a motivé la mise en place d'une nouvelle convention. Trois mesures ont été adoptées pour résoudre les problèmes financiers : un relèvement des taux de contributions, une restriction des conditions d'accès au régime d'assurance, l'introduction de la dégressivité des indemnités.

Pour les individus indemnisés lors du changement réglementaire, le passage de l'AB/AFD à l'AUD s'est opéré différemment selon qu'ils étaient entrés au chômage avant ou après le 1^{er} août 1992. Pour les individus au chômage au 1^{er} août 1992, le basculement s'est déroulé en plusieurs étapes. Les chômeurs indemnisés au 1^{er} août 1992 n'ont basculé en nouvelle réglementation à cette date que si cela leur était favorable. Sinon, ils restaient dans l'ancien système jusqu'à ce que le nouveau

leur soit plus favorable. Toutefois, au 1^{er} avril 1993, l'ensemble des chômeurs indemnisés devaient avoir basculé en nouvelle réglementation. Les individus, qui débutaient un épisode de chômage après le 1^{er} août 1992, percevaient l'allocation unique dégressive dès leur entrée en chômage.

Les profils d'indemnisation potentiels dans l'ancienne et la nouvelle réglementation

Les tableaux figurant dans les annexes A et B donnent un aperçu de la complexité de la réglementation et de la variété des profils d'indemnisation potentiels. Les individus classés dans les filières 2 à 7 connaissent une chute de niveau d'indemnisation qui correspond au passage entre l'AB et l'AFD. Comme l'AFD est d'un niveau identique pour tous les chômeurs indemnisés, la chute d'indemnisation subie lors de ce passage est d'autant plus importante que l'individu avait un salaire de référence (et donc une allocation de base) élevé. Les différences qui existent entre les profils d'indemnisation des allocataires proviennent aussi des différentes durées potentielles en AB et en AFD. Celles-ci sont prédéterminées par l'appartenance à la filière et par la possibilité de bénéficier d'une prolongation en AB ou en AFD. Au total, il existe 25 profils d'indemnisation potentiels différents.

Encadré 1 (fin)

Les issues au chômage indemnisé

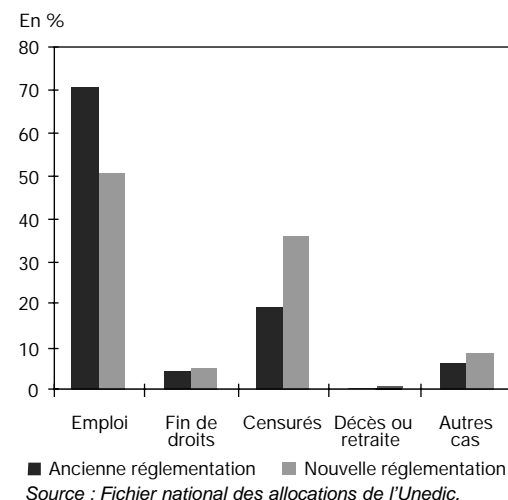
Le FNA contient une information sur le devenir des chômeurs. Cette information correspond à l'une des situations suivantes :

- le chômeur retrouve un emploi avant la fin de sa période d'AB/AFD ou d'AUD ;
- il arrive à la fin de cette période d'AB/AFD ou d'AUD sans avoir retrouvé d'emploi ;
- il décède ou il entre en retraite avant la fin de cette période ;
- sa durée de chômage indemnisé est censurée à droite car il sort du champ d'observation avant la fin de sa période d'AB/AFD ou d'AUD sans avoir repris d'emploi ;
- les autres cas de figure sont : la radiation, la prise en charge par la Sécurité sociale, le départ au service national ou à l'étranger, l'incarcération, etc.

Les fréquences de ces différentes issues dans l'ancienne et la nouvelle réglementation sont représentées sur le graphique B. La fréquence des reprises d'emploi dans l'ancienne réglementation est supérieure à celle observée dans la nouvelle. À l'opposé, il y a relativement plus de censurés dans la nouvelle réglemen-

tation. Ceci est partiellement dû à la fenêtre d'observation, qui est plus large pour l'ancienne réglementation (6 ans) que pour la nouvelle (3 ans).

Graphique B
Issues au chômage indemnisé



Dans la nouvelle réglementation, il existe 9 filières différentes (cf. annexe B). Les individus classés dans les filières 2 à 9 connaissent plusieurs chutes d'indemnisation potentielles : une seule chute possible pour la filière 2 à neuf chutes possibles pour la filière 9. De plus, le niveau d'indemnisation de départ, déterminé à partir du salaire de référence, contribue à définir le nombre de chutes d'indemnisation. Ainsi, si celui-ci est faible, l'individu peut atteindre assez rapidement le niveau de l'indemnisation plancher sans parcourir beaucoup de paliers de dégressivité. En revanche, si le niveau d'indemnisation de départ est suffisamment élevé, l'individu connaîtra davantage de chutes. Au total, il existe 46 profils d'indemnisation différents.

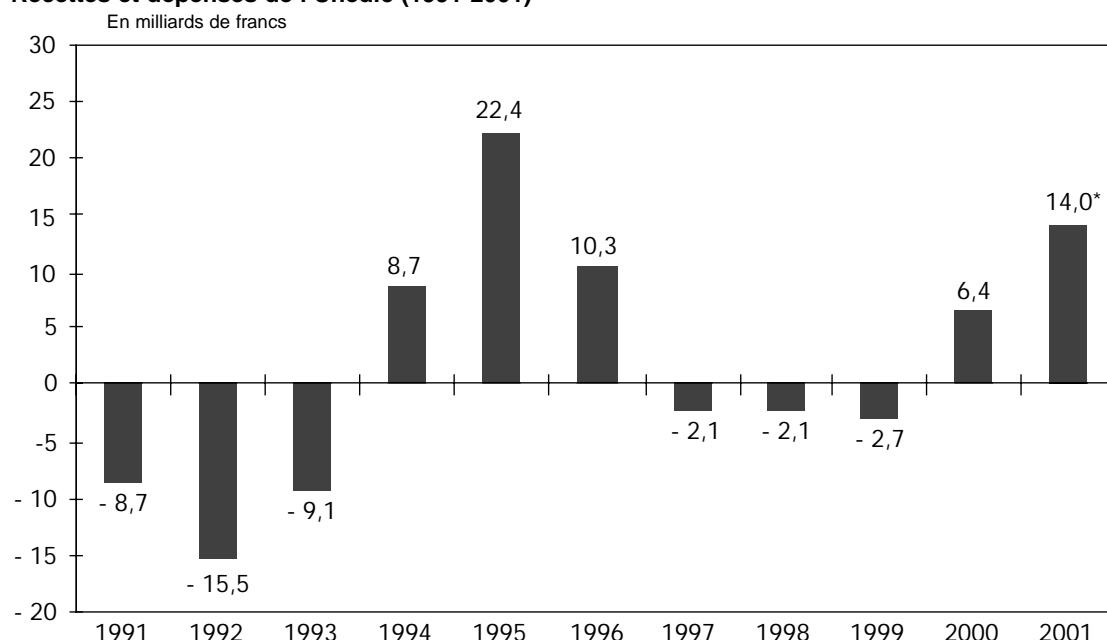
Profils d'indemnisation et dégressivité : deux cas types

Pour illustrer la différence entre ces deux réglementations, on considère deux cas types correspondant à des chômeurs de mêmes caractéristiques individuelles (même âge, même durée d'affiliation), mais ayant perçu avant leur entrée en chômage des salaires fort différents. On simule leurs profils d'indemnisation pour comparer leurs droits potentiels dans l'ancienne et la nouvelle réglementation.

- **Le premier individu** est licencié à l'âge de 30 ans. Son salaire de référence est de 26 000 francs par mois et il a cotisé pendant 15 mois au cours des 24 derniers mois. Cet individu appartient donc à la filière 4 de l'ancienne réglementation (cf. annexe A). En ancienne réglementation, il perçoit l'allocation de base, soit 15 000 francs mensuels pendant 14 mois, puis l'allocation de fin de droits, c'est-à-dire 2 330 francs pendant 12 mois (profil représenté par le trait gras du graphique II). Il peut bénéficier éventuellement de quatre mois de prolongation en allocation de fin de droits. Dans la nouvelle réglementation (cf. filière 6 du tableau de l'annexe B), il perçoit l'allocation unique dégressive à taux plein, soit 15 000 francs mensuel pendant neuf mois, puis le niveau de son indemnité chute tous les quatre mois de 17 %. Ce profil est représenté par le trait fin du graphique II.

- **Le second individu** a les mêmes caractéristiques que le premier (licencié à 30 ans, cotisations pendant 15 mois dans les vingt-quatre derniers mois), mais son salaire de référence mensuel est beaucoup plus faible : 7 000 francs. Cet individu appartient à la filière 6 de la nouvelle réglementation (cf. annexe B). En ancienne réglementation, il perçoit l'allocation de base, soit 4 000 francs mensuels pendant quatorze mois, puis l'allocation de

Graphique I
Recettes et dépenses de l'Unedic (1991-2001)



* Prévision pour l'année 2001
Source : Unedic.

fin de droits, c'est-à-dire 2 330 francs pendant 12 mois (profil représenté par le trait gras du graphique III). Il peut bénéficier éventuellement de quatre mois de prolongation en allocation de fin de droits. Dans la nouvelle réglementation, il perçoit l'allocation unique dégressive à taux plein, soit 4 000 francs mensuels pendant neuf mois, puis le niveau de son indemnité chute tous les quatre mois de 17 %. On constate qu'au bout de trois chutes, il atteint le niveau d'indemnisation plancher soit 2 330 francs par mois (profil représenté par le trait fin du graphique III).

Le niveau initial d'indemnisation, lié au salaire de référence, a donc un effet différent sur les profils d'indemnisation dans les deux réglementations (cf. graphiques II et III). Dans la nouvelle réglementation, il contribue à la détermination du nombre de paliers parcourus. Par exemple, l'appartenance à la filière 6 de la nouvelle réglementation permet à un individu de connaître en principe six chutes d'indemnités (cf. annexe B). En pratique, un individu à salaire modeste comme l'individu 2 arrive au plancher lors du troisième palier de dégressivité et ne connaît en tout que trois chutes d'indemnisation. L'ancienne réglementation se caractérise par le fait que l'allocation de fin de droit est d'un même niveau absolu pour tous les individus : 2 330 francs en décembre 1993. De ce fait, les individus dont le salaire de référence est élevé connaissent une chute considérable de leur indemnisation lorsqu'ils passent en AFD (cf. graphique II), beaucoup plus importante que la chute subie par un individu à salaire modeste (cf. graphique III). En valeurs relatives, pour les cas types retenus, on trouve des

chutes de 84 % pour l'individu 1 (dont le salaire de référence est élevé) et de 42 % pour l'individu 2 (à bas salaire).

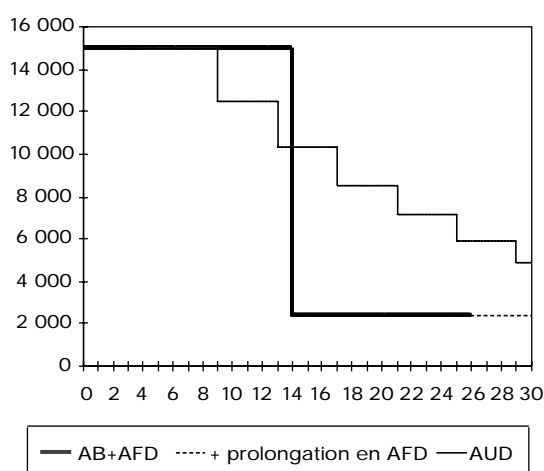
Comparaison des droits potentiels cumulés dans les deux réglementations

Les deux exemples précédents montrent que le changement réglementaire a modifié inégalement le montant cumulé des allocations auxquelles un chômeur a droit. Pour illustrer ce point, on calcule le cumul des droits potentiels jusqu'au 14^e ou jusqu'au 26^e mois de chômage indemnisé pour tous les niveaux de salaire de référence compris entre 5 000 et 40 000 francs. Les résultats de ce calcul sont reportés sur le graphique IV. Jusqu'au 14^e mois de chômage, les droits cumulés dans l'ancienne réglementation sont légèrement plus avantageux, en particulier pour les chômeurs à hauts salaires de référence. La chronique des allocations entre le 15^e et le 26^e mois modifie complètement ce constat : au-delà d'un salaire de 8 000 francs, l'AUD procure jusqu'au 26^e mois de chômage des droits cumulés d'autant plus importants que le salaire de référence est élevé.

Une comparaison des taux de retour à l'emploi dans l'ancienne et la nouvelle réglementation

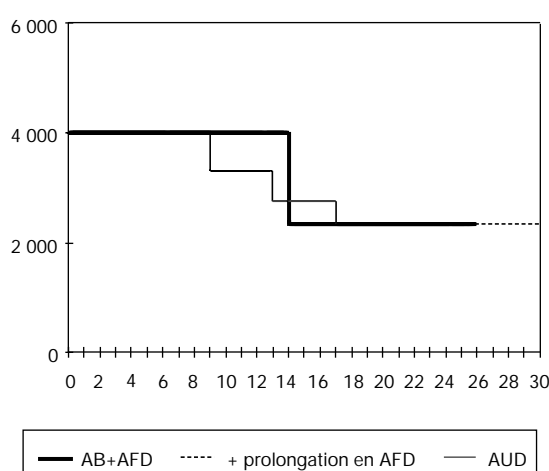
Les tableaux 1 (réglementation 1986-1992) et 2 (réglementation 1993-1996) contiennent les estimations du modèle (1.5) sans hétérogénéité non observée présentée dans l'encadré 2. Dans ces estimations, la fonction de hasard

Graphique II
Individu dont le salaire de référence est de 26 000 francs



Source : calcul des auteurs.

Graphique III
Individu dont le salaire de référence est de 7 000 francs



Source : calcul des auteurs.

de base (ou taux de reprise d'emploi) est constante au sein de chaque mois de chômage. Pour comparer de façon rigoureuse les deux réglementations, il importait de tenir compte du fait que la conjoncture macroéconomique différait fortement d'une sous-période à l'autre. Plusieurs variables explicatives de conjoncture ont été envisagées. Le taux de chômage mensuel calculé par l'Insee (4) s'est révélé peu significatif. On lui préfère ici le nombre trimestriel de créations nettes d'emploi calculé à partir de la série des statistiques trimestrielles d'emploi des établissements affiliés à l'assurance chômage (5). Cette variable apparaît comme statistiquement très significative dans la plupart des sous-échantillons analysés. C'est, par ailleurs, un indicateur de flux qui est plus proche du taux d'arrivée des offres d'emploi, variable jouant un rôle crucial dans les modèles théoriques de recherche d'emploi et d'appariement.

Les résultats reportés dans les tableaux 1 et 2 proviennent d'une estimation du modèle sur l'échantillon total, puis sur des sous-échantillons stratifiés en fonction des niveaux des salaires de référence (c'est-à-dire des salaires antérieurs) dans le cas de l'ancienne réglementation, ou en fonction du nombre de chutes potentielles dans le cas de la nouvelle. Cette stratégie d'estimation est motivée par le fait que le passage de l'AB à l'AFD se traduit dans l'ancienne réglementation par une chute d'indemnisation d'autant plus forte que le salaire de référence est élevé. Pour les chômeurs concernés, cette chute est considérable-

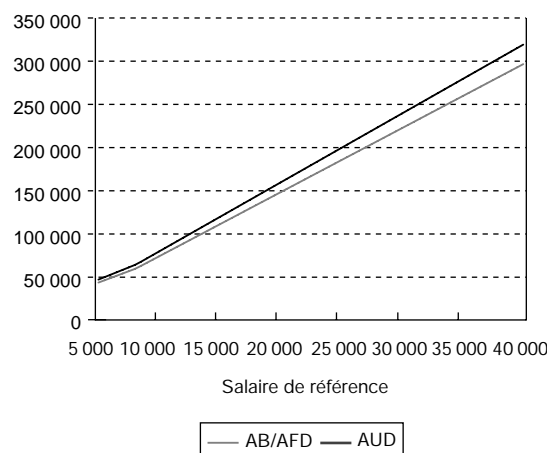
ment amoindrie par l'introduction de la dégressivité dans la nouvelle réglementation. En revanche, le changement de réglementation introduit peu de modifications dans le profil d'indemnisation potentiel des chômeurs dont le salaire de référence est relativement bas. On peut donc supposer tout d'abord que le taux de retour à l'emploi des chômeurs à hauts salaires de référence présente une spécificité au voisinage du passage à l'AFD dans l'ancienne réglementation ; ensuite que le changement de réglementation a des effets plus marqués pour ces chômeurs. Procéder aux estimations en stratifiant les échantillons par niveaux de salaires ou en fonction du nombre de chutes potentielles permet d'examiner la validité de ces hypothèses. C'est aussi une façon d'affaiblir l'hypothèse de hasards proportionnels, qui peut être contraignante si elle est appliquée à l'ensemble de l'échantillon. En effet, la stratégie d'estimation du modèle sur différents sous-échantillons ne contraint pas la fonction de hasard de base à être la même pour tous les chômeurs de l'échantillon. Cette fonction est estimée séparément pour chaque sous-échantillon, et de ce fait, les variables explicatives de l'intensité de reprise d'emploi, telles que l'âge, le diplôme ou la conjoncture macroéconomique, peuvent avoir des effets distincts dans les différents sous-échantillons retenus. En d'autres termes, estimer le modèle sur chaque sous-échantillon

4. Le taux de chômage mensuel calculé par l'Insee est un taux de chômage au sens du BIT corrigé des variations saisonnières.
5. Données collectées par l'Unedic.

Graphique IV

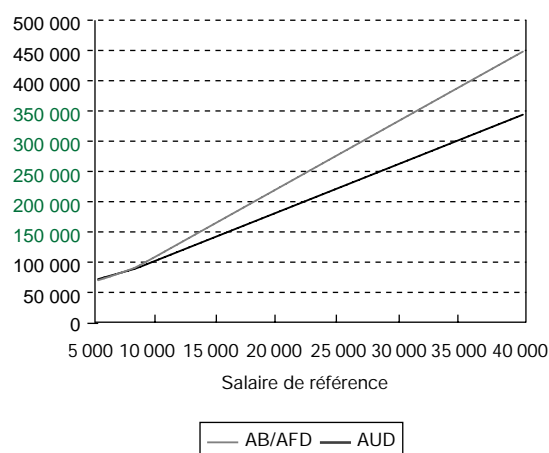
Cumul des droits potentiels dans les deux réglementations

A - Cumul jusqu'au 14^e mois



Source : calcul des auteurs.

B - Cumul jusqu'au 26^e mois



Source : calcul des auteurs.

LE MODÈLE STATISTIQUE

Le modèle sans hétérogénéité non observée

Soit T_i la variable aléatoire représentant la durée passée en chômage indemnisé par un individu i avant de retrouver un emploi. Soit A_i une variable aléatoire représentant une troncature ou censure à droite (exogène) de la durée T_i . Soit \tilde{T}_i = la variable aléatoire représentant la durée effectivement observée. Par définition, $\tilde{T}_i = \min(T_i, A_i)$. Donc $\tilde{T}_i = T_i$ si l'individu retrouve un emploi et $\tilde{T}_i = A_i$ dans le cas contraire.

Le temps est discrétisé et représenté par J intervalles notés $[I_{j-1}, I_j[$ avec $1 \leq j \leq J$ (1). Par ailleurs, on initialise le début de tous les épisodes de chômage à la date θ . Pour l'individu i de l'échantillon, on note k_i l'indice de la borne supérieure de l'intervalle au sein duquel il y a réalisation de \tilde{T}_i . Au cours des intervalles antérieurs $[I_{j-1}, I_j[$, pour j variant de 1 à $k_i - 1$, l'individu est donc au chômage indemnisé.

Rappelons que la fonction de hasard de base de la durée T_i représente la probabilité conditionnelle que l'individu i sorte du chômage entre la t -ième et la $t + \Delta$ -ième unité de temps passée en chômage (cette unité est par exemple le jour), sachant qu'il est au chômage depuis t unités de temps. Cette fonction de hasard représente donc le taux instantané de sortie du chômage (et dans ce cas le taux instantané de retour à l'emploi). Formellement, cette fonction s'écrit :

$$h_0(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta} \Pr\{T_i \in [t, t + \Delta[\mid T_i \geq t\}$$

On fait l'hypothèse que la fonction de hasard de base est constante au sein de chaque intervalle $[I_{j-1}, I_j[$ (2). On a donc :

$$h_0(t) = \delta_j \text{ pour } t \in [I_{j-1}, I_j[\text{ } j = 1, \dots, J. \quad (1.1)$$

Sous l'hypothèse de hasards proportionnels, et en l'absence d'une composante d'hétérogénéité non observée, la fonction de hasard constante par intervalles s'écrit :

$$h(t \mid Z_{it}) = \delta_j \exp(Z_{it} \beta) \text{ pour } t \in [I_{j-1}, I_j[\quad (1.2)$$

où Z_{it} est un vecteur de régresseurs incluant à la fois des variables explicatives constantes dans le temps (principalement des caractéristiques individuelles telles que le sexe, le niveau d'éducation, la classe d'âge, etc.) et des variables temporelles de conjoncture. Dans cette expression, β est le vecteur des coefficients associés à Z_{it} . Pour tout individu i , on fera l'hypothèse que $Z_{it} = Z_{ij}$ pour tout $t \in [I_{j-1}, I_j[$, et on notera $(Z)_j$ le vecteur $\{Z_{i1}, \dots, Z_{ij}\}$ (3).

Pour l'individu i , la probabilité conditionnelle de rester en chômage indemnisé entre I_{j-1} et I_j s'écrit donc :

$$\Pr(T_i \geq I_j \mid T_i \geq I_{j-1}, (Z)_j) = \exp\left(- \int_{I_{j-1}}^{I_j} h(u \mid Z_{ij}) du\right) = \exp(-H_j(Z)_j)$$

où :

$$H_j(Z)_j = \int_{I_{j-1}}^{I_j} h(u \mid Z_{ij}) du = \exp(Z_{ij} \beta) \delta_j (I_j - I_{j-1})$$

représente le hasard cumulé sur l'intervalle $[I_{j-1}, I_j[$. Si l'individu i retrouve un emploi au cours de l'intervalle $[I_{k_i-1}, I_{k_i}[$, sa contribution à la fonction de vraisemblance de l'échantillon est :

$$\Pr(T_i \in [I_{k_i-1}, I_{k_i}[\mid (Z)_i)_{k_i}) = [1 - \exp(-H_{k_i}(Z)_i)_{k_i})] \times \exp\left(- \sum_{j=1}^{k_i-1} H_j(Z)_j\right)$$

1. Dans l'application, l'amplitude de chaque intervalle est égale à un mois.

2. Pour autant que les intervalles $[I_{j-1}, I_j[$ soient de faible amplitude, cette hypothèse de constance des taux de sortie $h_0(t)$ au sein de ces intervalles (qui donne lieu au modèle connu sous le nom de modèle avec « piecewise constant hazard » dans la littérature statistique spécialisée) donne des estimations très peu différentes de celles obtenues sous l'hypothèse habituelle du modèle semi-paramétrique de Cox, dans lequel la forme de la fonction de hasard de base $h_0(t)$ est non spécifiée. Pour s'en convaincre, le lecteur pourra consulter les comparaisons réalisées par Prieto, qui a estimé les deux modèles sur l'échantillon analysé dans cet article (cf. Prieto, 2000b, pp. 168-169).

3. Pour la spécification et l'estimation des modèles de durée à hasards proportionnels et avec régresseurs variables au cours du temps, le lecteur pourra se référer à l'article d'Imbens (1994).

équivalent à estimer sur l'ensemble de l'échantillon un modèle moins contraint, dans lequel figureraient des interactions d'une part entre les niveaux des salaires de référence et les fonctions de hasard de base $h_0(t)$, et d'autre part, entre les niveaux des salaires de référence et chacune des autres variables explicatives.

Les effets des caractéristiques individuelles des chômeurs

Les effets des variables explicatives retenues, à l'exception des effets de la variable de conjoncture, dans le cas où le modèle est estimé sur l'échantillon dans son ensemble, sont présentés dans les premières colonnes des tableaux

1 et 2. Les caractéristiques individuelles des chômeurs indemnisés ont des effets conformes aux résultats obtenus dans la plupart des études. Ces effets évoluent toutefois légèrement entre les deux sous-périodes. Le taux de retour à l'emploi des femmes est, en général, très inférieur à celui des hommes. Il l'est, en particulier, pour les femmes les plus âgées de l'échantillon. Cet écart s'est creusé dans la seconde sous-période, puisque le taux de reprise d'emploi des hommes âgés de 40 à 50 ans était 1,5 fois supérieur à celui des femmes du même âge de 1986 à 1992, alors qu'il est passé à 1,7 fois de 1993 à 1996. N'avoir aucun diplôme de l'enseignement technique ou général diminue significativement le taux mensuel de retour à l'emploi; mais cet effet

Tableau 1
Modèles de durée du chômage (période : 1986-1992)

Variables	Échantillon total	Salaire (en francs) [4 098, 6 654]	Salaire (en francs) [6 654, 9 904]	Salaire (en francs) [9 904, 11 905]	Salaire (en francs) [11 905, 44 308]
Sexe et Age					
<i>Homme, 25 à 40 ans</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Homme, 40 à 50 ans	- 0,167 (-4,87)	- 0,252 (- 3,41)	- 0,216 (- 3,77)	- 0,145 (- 1,40)	- 0,027 (- 0,36)
Femme, 25 à 40 ans	- 0,433 (- 14,61)	- 0,489 (- 9,83)	- 0,501 (- 10,51)	- 0,196 (- 2,19)	- 0,224 (- 2,54)
Femme, 40 à 50 ans	- 0,545 (- 10,67)	- 0,461 (- 5,63)	- 0,748 (- 8,57)	- 0,249 (- 1,57)	- 0,427 (- 3,26)
Diplôme					
<i>Au moins un diplôme</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Sans Diplôme	- 0,258 (- 9,98)	- 0,207 (- 4,81)	- 0,304 (- 7,70)	- 0,244 (- 2,96)	- 0,223 (- 3,12)
Motif de rupture du contrat de travail					
<i>Licenciement économique</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Fin de CDD	0,166 (4,73)	0,164 (2,57)	0,105 (1,35)	0,165 (1,45)	0,381 (3,69)
Départ volontaire	0,113 (2,30)	0,073 (0,80)	0,100 (1,63)	0,044 (0,38)	0,311 (2,63)
Autre -	0,076 (- 2,91)	- 0,227 (- 4,05)	- 0,073 (- 1,73)	0,035 (0,42)	0,085 (1,38)
Durée d'activité chez le dernier employeur					
<i>Moins d'un an</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Entre un et trois ans	- 0,274 (- 7,38)	- 0,315 (- 5,07)	- 0,283 (- 4,71)	- 0,389 (- 3,66)	- 0,099 (- 0,99)
Entre trois et dix ans	- 0,266 (- 6,60)	- 0,259 (- 3,92)	- 0,275 (- 4,24)	- 0,550 (- 4,73)	- 0,121 (- 1,17)
Plus de dix ans	- 0,259 (- 5,76)	- 0,235 (- 3,13)	- 0,301 (- 4,29)	- 0,383 (- 3,15)	- 0,093 (- 0,83)
Salaire de référence (en francs 1990)					
<i>1^{er} quartile</i>	Réf.				
2 ^e quartile	0,081 (2,14)				
3 ^e quartile	0,096 (3,09)				
4 ^e quartile	0,164 (4,40)				
Variable temporelle de conjoncture					
Créations nettes d'emplois (en millions)	2,052 (9,96)	2,372 (6,58)	1,822 (5,45)	2,072 (3,29)	2,689 (5,67)
Log-vraisemblance moyenne	- 2,110	- 2,150	- 2,090	- 2,113	- 2,028
Nombre d'individus	10 256	3 286	4 117	1 056	1 797

Lecture : les T de Student figurent entre parenthèses ; les estimations des taux mensuels de reprise d'emploi ne figurent pas dans ce tableau.

Source : Fichier National des Allocataires de l'Unedic (1986-1992).

Encadré 2 (suite)

Si la durée de chômage de l'individu i est censurée à droite au cours de l'intervalle $[I_{k_i-1}, I_{k_i}[$, la contribution de cet individu à la fonction de vraisemblance de l'échantillon est :

$$\Pr(T_i \geq I_{k_i-1} \mid (Z_i)_{k_i-1}) = \exp\left(-\sum_{j=1}^{k_i-1} H_{j,(Z_i)_j}\right)$$

Au total, la fonction de vraisemblance de l'échantillon est :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^N \left[\Pr(T_i \in [I_{k_i-1}, I_{k_i}[\mid (Z_i)_{k_i}) \right]^{c_i} \left[\Pr(T_i \geq I_{k_i-1} \mid (Z_i)_{k_i-1}) \right]^{1-c_i} \quad (1.3)$$

avec $c_i = 0$ si la durée observée est censurée à droite, et $c_i = 1$ sinon.

Après transformation de l'expression (1.3), on obtient deux écritures possibles de la fonction de vraisemblance :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^N \left[\varphi(k_i - 1, k_i \mid (Z_i)_{k_i}) \right]^{c_i} \left[S(k_i - 1 \mid (Z_i)_{k_i-1}) \right]^{1-c_i} \quad (1.4)$$

ou encore :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^N \left[\lambda(k_i \mid (Z_i)_{k_i}) \right]^{c_i} S(k_i - 1 \mid (Z_i)_{k_i-1}) \quad (1.5)$$

Dans ces deux dernières expressions, on pose :

$$\varphi(k_i - 1, k_i \mid (Z_i)_{k_i}) = \left[1 - \exp\left(-H_{k_i,(Z_i)_{k_i}}\right) \right] \times \exp\left(-\sum_{j=1}^{k_i-1} H_{j,(Z_i)_j}\right)$$

$$\lambda(k_i \mid (Z_i)_{k_i}) = \left[1 - \exp\left(-H_{k_i,(Z_i)_j}\right) \right]$$

et :

$$S(k_i - 1 \mid (Z_i)_{k_i-1}) = \exp\left(-\sum_{j=1}^{k_i-1} H_{j,(Z_i)_j}\right)$$

De ces formules découle une expression plus simple de la vraisemblance :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^N \left[\alpha(k_i - 1, (Z_i)_{k_i-1}) \right]^{-c_i} \times \alpha(k_i \mid (Z_i)_{k_i-1}) \quad (1.6)$$

α étant une fonction définie par :

$$\alpha(k_i \mid (Z_i)_{k_i}) = \exp\left(-\sum_{j=1}^{k_i} H_{j,(Z_i)_j}\right)$$

Le modèle avec hétérogénéité non observée

De nombreuses études ont, depuis longtemps, mis l'accent sur la baisse de la probabilité instantanée de reprise d'emploi avec l'allongement du temps passé en chômage. Elles se sont appuyées sur cette constatation pour affirmer que « l'employabilité » des chômeurs de longue durée est réduite tout à la fois par la perte progressive d'aptitudes et leur découragement et par les comportements sélectifs des employeurs. Schématiquement, cette argumentation revient à considérer que tous les individus au sein d'une cohorte d'entrants en chômage sont initialement identiques (aux caractéristiques d'âge et de qualification près). Toutefois, la durée passée en chômage affecte leur capital humain, leurs capacités productives, et les différencie progressivement aux yeux des employeurs, qui de ce fait préfèrent embaucher les chômeurs de courte durée. À l'opposé, d'autres analystes ont expliqué la baisse apparente de la probabilité de retour à l'emploi au cours d'un épisode de chômage en mettant en avant un argument de composition ou d'agrégation : toute cohorte d'entrants en chômage est initialement hétérogène, certains chômeurs sont, dès le début, plus « employables » que d'autres. Les caractéristiques favorables à l'employabilité (goût pour le travail, motivation, etc.) sont, en général, observables par les employeurs, mais pas par le statisticien qui est alors confronté au paradoxe connu du « *mover-stayer* » (littéralement, « mobile-stable ») : une cohorte de chômeurs est initialement composée d'individus « mobiles » (c'est-à-dire plus facilement employables) et de « stables » (plus faiblement employables) non repérables dans les fichiers administratifs ou dans les enquêtes par sondage. Les « mobiles » sortent du chômage plus rapidement, et de ce fait, la composition de la cohorte de



défavorable s'est nettement réduit entre 1993 et 1996. Les chômeurs préalablement en CDD retrouvent un emploi plus rapidement que ceux licenciés d'un CDI ; toutefois, après 1993, le taux de retour à l'emploi des salariés préalablement en CDD était 1,4 fois plus grand que celui des salariés licenciés, alors qu'il était seulement 1,2 fois supérieur de 1986 à 1992. Le taux de retour à l'emploi diminue lorsque l'ancienneté dans le dernier emploi est plus élevée ; cependant, l'effet négatif de l'ancienneté est beaucoup plus marqué dans la seconde sous-période. Les chômeurs dont les salaires antérieurs étaient plus élevés retrouvent plus vite un emploi ; mais là encore, cette relation est plus accentuée dans la seconde sous-période.

Dégressivité et salaire de référence

Les tableaux 1 et 2 ne contiennent pas les estimations des taux mensuels de retour à l'emploi, qui correspondent à la fonction de hasard de base $h_0(t) = \delta_j$ du modèle (1.1). Dans le cas de l'ancienne réglementation, j varie de 1 à 26 (26 correspondant à la durée potentielle maximale des périodes d'AB et d'AFD), alors que, dans la nouvelle réglementation, j varie de 1 à 30 (30 étant la durée maximale en AUD). Les estimations des paramètres δ_j sont toujours très significatives. Ces estimations sont représentées sur le graphique V pour l'ancienne réglementation, sur le graphique VI pour la nouvelle. Plus précisément, sur le graphique VI sont représentés les taux mensuels de retour à l'emploi,

Tableau 2
Modèles de durées du chômage (période 1993-1996)

Variables	Échantillon total	3 chutes [4 562, 7 181]	4 chutes [6 126, 11 434]	5 chutes [8 375, 13 709]	6 chutes [10 101, 47 006]
Sexe et Âge					
<i>Homme, 25 à 40 ans</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Homme, 40 à 50 ans	- 0,3595 (- 9,53)	- 0,304 (- 2,85)	- 0,447 (- 6,15)	- 0,353 (- 4,06)	- 0,340 (- 5,75)
Femme, 25 à 40 ans	- 0,4442 (- 11,82)	- 0,513 (- 6,44)	- 0,533 (- 7,82)	- 0,314 (- 3,54)	- 0,301 (- 4,08)
Femme, 40 à 50 ans	- 0,8907 (- 13,79)	- 0,944 (- 6,85)	- 0,897 (- 7,62)	- 0,687 (- 4,54)	- 0,927 (- 7,89)
Diplôme					
<i>Au moins un diplôme</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Sans Diplôme	- 0,1233 (- 4,45)	- 0,098 (- 1,33)	- 0,174 (- 3,34)	- 0,145 (- 2,22)	- 0,027 (- 0,95)
Motif de rupture du contrat de travail					
<i>Licenciement économique</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Fin de CDD	0,3342 (7,42)	0,416 (3,98)	0,196 (2,39)	0,442 (4,14)	0,301 (3,43)
Départ volontaire	0,0098 (1,05)	- 0,113 (- 0,86)	- 0,061 (- 0,65)	0,173 (1,20)	- 0,021 (- 0,13)
Autre	- 0,1592 (- 5,05)	- 0,286 (- 3,56)	- 0,334 (- 5,53)	- 0,094 (- 1,23)	- 0,010 (- 0,38)
Durée d'activité chez le dernier employeur					
<i>Moins d'un an</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Entre un et trois ans	- 0,2498 (- 5,50)	- 0,269 (- 2,59)	- 0,353 (- 4,35)	- 0,100 (- 0,98)	- 0,188 (- 2,23)
Entre trois et dix ans	- 0,3905 (- 8,47)	- 0,398 (- 3,47)	- 0,549 (- 6,53)	- 0,228 (- 2,16)	- 0,304 (- 3,50)
Plus de dix ans	- 0,6189 (- 11,64)	- 0,444 (- 3,37)	- 0,796 (- 8,19)	- 0,494 (- 4,11)	- 0,584 (- 5,89)
Salaire de référence (en francs 1990)					
<i>1^{er} quartile</i>	Réf.				
2 ^e quartile	0,2494 (6,00)				
3 ^e quartile	0,4077 (10,01)				
4 ^e quartile	0,3724 (9,00)				
Variable temporelle de conjoncture					
Créations nettes d'emplois (en millions)	3,0318 (7,84)	1,155 (1,38)	3,070 (4,84)	2,688 (3,14)	2,069 (3,19)
Log-vraisemblance en moyenne	- 1,76715	- 1,470	- 1,681	- 1,910	- 1,973
Nombre d'individus	10227	2395	3179	1627	3026

Lecture : les T de Student figurent entre parenthèses ; les estimations des taux mensuels de reprise d'emploi ne figurent pas dans ce tableau.
Source : Fichier National des Allocataires de l'Unedic (1993-1996).

Encadré 2 (suite)

chômeurs évolue progressivement vers une plus grande proportion de « stables » à faible taux de sortie. La baisse de la probabilité de sortie du chômage, observée pour la cohorte dans son ensemble, n'est qu'apparente et ne résulte aucunement d'un effet du temps écoulé sur les comportements de recherche et de découragement des chômeurs. Deux argumentations s'affrontent donc : pour l'une, le temps passé en chômage a un effet significatif sur les chances d'en sortir et les politiques publiques de lutte contre le chômage de longue durée doivent en tenir compte en priorité ; pour l'autre, le temps passé en chômage n'a qu'un effet secondaire, voire inexistant, et les efforts publics doivent être déployés dans d'autres directions.

De ce point de vue, les travaux économétriques qui ont essayé de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle non observée par le statisticien, ont une justification toute particulière. Généralement, l'introduction de ces éléments inobservables, représentés dans le modèle statistique par une variable aléatoire non mesurée, conduit à amoindrir l'effet de la durée écoulée de chômage sur le taux de sortie, sans pour autant l'annuler (voir par exemple, Heckman et Singer, 1984 ; Lancaster, 1990 ; et, plus récemment, Horowitz, 1999). Il existe plusieurs façons de modéliser la distribution et l'effet de l'hétérogénéité non observée. La plus commune est de supposer qu'elle est distribuée, indépendamment des variables explicatives, selon une loi paramétrique se prêtant à une estimation aisée, et qu'elle agit de manière multiplicative sur la fonction de hasard de base. Une telle hypothèse se traduit par un modèle de la forme :

$$h(t | Z_{it}) = h_0(t) \exp(Z_{it} \theta_i) \quad (1.7)$$

$$= \delta_j \exp(Z_{ij} \beta) \theta_i \quad \forall t \in [I_{j-1}, I_j[$$

où la composante d'hétérogénéité non observée est notée θ_i pour l'individu i . Dans l'application, on fait l'hypothèse que θ_i suit une loi Gamma de moyenne 1 et de variance $1/\rho$ (avec $\rho > 0$). La densité de cette loi étant :

$$g(\theta_i) = \frac{1}{\Gamma(\rho)} e^{-\rho\theta_i} \theta_i^{\rho-1} \rho^\rho, \quad \text{avec} \quad \Gamma(\rho) = \int_0^{+\infty} e^{-x} x^{\rho-1} dx$$

la fonction de vraisemblance s'écrit sous la forme :

$$L(\beta, \rho) = \prod_{i=1}^N \int_0^{+\infty} \left\{ \left[\varphi(k_i - 1, k_i | (Z_i)_{k_i}, \theta_i) \right]^{c_i} \left[S(k_i - 1 | (Z_i)_{k_i-1}, \theta_i) \right]^{1-c_i} \right\} g(\theta_i) d\theta_i \quad (1.8)$$

avec :

$$\varphi(k_i - 1, k_i | (Z_i)_{k_i}, \theta_i) = \left[1 - \exp\left(-H_{k_i, (Z_i)_{k_i}, \theta_i}\right) \right] \times \exp\left(-\sum_{j=1}^{k_i-1} H_{j, (Z_i)_j, \theta_i}\right)$$

et :

$$S(k_i - 1 | (Z_i)_{k_i-1}, \theta_i) = \exp\left(-\sum_{j=1}^{k_i-1} H_{j, (Z_i)_j, \theta_i}\right)$$

Dans ces expressions,

$$H_{j, (Z_i)_j, \theta_i} = \int_{I_{j-1}}^{I_j} h(u | Z_{iu}, \theta_i) du = \theta_i \delta_j (I_j - I_{j-1}) \exp(Z_{ij} \beta)$$

est le hasard cumulé sur l'intervalle $[I_{j-1}, I_j[$. Après intégration de (1.8), on obtient :

$$L(\beta, \rho) = \prod_{i=1}^N \left\{ \left[\varphi(k_i - 1, k_i | (Z_i)_{k_i}) \right]^{c_i} \left[S(k_i - 1 | (Z_i)_{k_i-1}) \right]^{1-c_i} \right\}$$

avec :

$$\varphi(k_i - 1, k_i | (Z_i)_{k_i}) = \int_0^{+\infty} \varphi(k_i - 1, k_i | (Z_i)_{k_i}, \theta_i) g(\theta_i) d\theta_i$$

$$= \left(1 + \frac{1}{\rho} \sum_{j=1}^{k_i-1} H_{j, (Z_i)_j} \right)^{-\rho} - \left(1 + \frac{1}{\rho} \sum_{j=1}^{k_i} H_{j, (Z_i)_j} \right)^{-\rho}$$



en fonction du nombre de paliers potentiels de dégressivité, pour les hommes entre 25 et 40 ans, ayant au moins un diplôme, ayant subi un licenciement économique et étant restés entre 3 et 10 ans chez le dernier employeur (6). Ces estimations proviennent de l'estimation stratifiée par nombre de chutes du même modèle de durée que celui estimé dans le cas de l'échantillon total (première colonne du tableau 2), mais avec une variable explicative en moins, celle indiquant le niveau du salaire de référence. Les estimations des paramètres associés aux variables explicatives introduites dans ces modèles stratifiés sont reproduites dans les colonnes 2 à 5 du tableau 2.

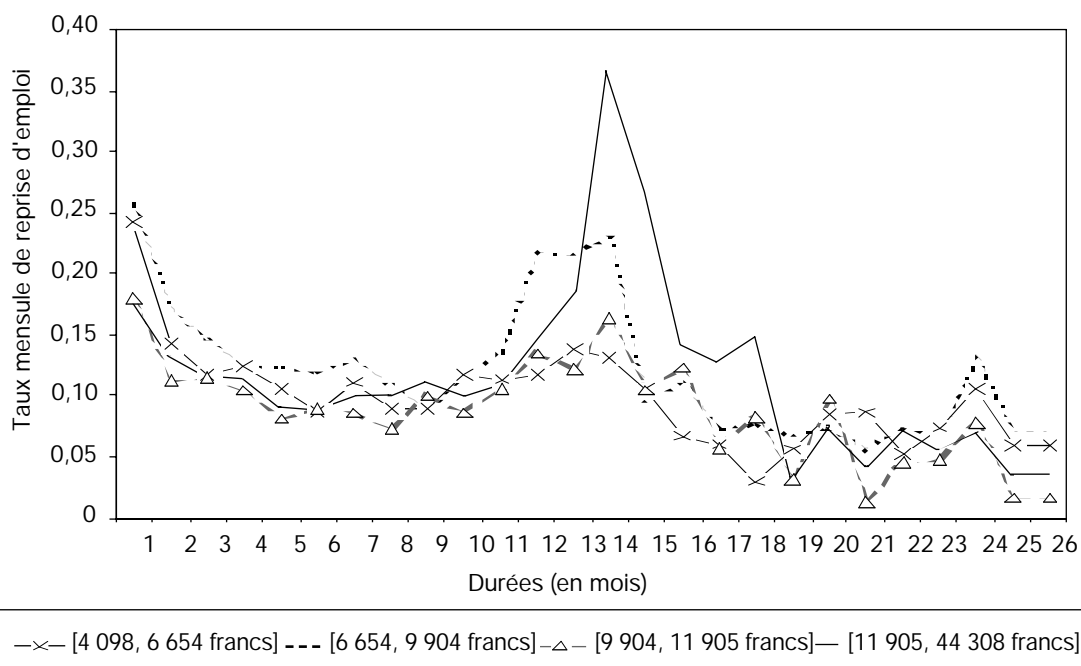
Le nombre de chutes potentielles dans la nouvelle réglementation dépend du niveau du salaire de référence. Pour faciliter la comparaison de l'ancienne réglementation avec la nouvelle, on a classé les chômeurs bénéficiant de l'ancienne réglementation en quatre classes de salaires de référence, ces classes correspondant approximativement (en francs constants de 1990) à celles qui définissent les nombres de chutes potentielles dans la nouvelle réglementation. Le graphique V représente les estimations des taux mensuels de retour à l'emploi pour le groupe d'individus le plus représenté dans l'échantillon (cf. *supra*) dans chacune de ces quatre classes de salaire. Comme dans le cas de la nouvelle réglementation, ces esti-

mations proviennent de l'estimation stratifiée sur chacune des classes de salaire du même modèle de durée que celui estimé dans le cas de l'échantillon total (première colonne du tableau 1). Les estimations des paramètres associés aux variables explicatives introduites dans ces modèles stratifiés sont reproduites dans les colonnes 2 à 5 du tableau 1.

Sur le graphique V, le hasard de base est, de façon générale, décroissant en début de période de chômage, puis croissant, avec un pic plus ou moins marqué au 14^e mois, date qui correspond à la chute de l'indemnisation et au passage en allocation de fin de droits, puis il est décroissant. En fait, les profils dépendent fortement des niveaux des salaires de référence des chômeurs. Le taux de retour à l'emploi des individus à hauts salaires de référence croît de manière spectaculaire au moment du basculement en AFD. Ce phénomène est moins marqué pour les niveaux intermédiaires de salaires et quasiment inexistant pour les chômeurs dont les salaires de référence sont les plus faibles. Par ailleurs, les taux de retour à l'emploi des individus situés en haut de

6. Ces critères définissent le groupe d'individus le plus représenté dans l'échantillon. Le modèle étant à hasards proportionnels, l'évolution des taux de retour à l'emploi des autres groupes d'individus sont identiques à une constante multiplicative près.

Graphique V
Taux de reprise d'emploi par tranches de salaire (1986-1992)



Source : Fichier national des allocations de l'Unedic, calculs des auteurs.

l'échelle des salaires sont légèrement inférieurs, jusqu'au 12^e mois de chômage, aux taux de reprise d'emploi des autres catégories.

Des résultats peu conformes aux modèles de recherche d'emploi

Ces résultats appellent plusieurs remarques. Tout d'abord, l'allure du hasard estimé ne correspond pas aux prédictions habituelles des modèles de recherche d'emploi dans lesquels la période des droits à l'indemnisation est limitée dans le temps : dans ce cas, la théorie prédit un taux de retour à l'emploi croissant jusqu'à la date de fin des droits, et constant par la suite (Van den Berg, 1990). Ici, tout se passe comme si les chômeurs qualifiés (à haut salaire de référence) étaient peu contraints sur leur offre de travail et pouvaient sortir du chômage au moment de leur choix. La remontée du taux de sortie à l'approche du 14^e mois reste donc à expliquer. Les taux de sortie des chômeurs à bas salaires de référence sont, en revanche, plus réguliers : ils sont plus élevés en début d'épisode de chômage et leur hausse au voisinage du 14^e mois est moins marquée. Tout se passe comme si des comportements de type chômage de recherche étaient fortement découragés, chez les peu qualifiés, par l'existence de contraintes sur leur offre de travail (7). Suivre ces interprétations impliquerait qu'une modulation des profils d'indemnisation n'aurait de véritable incidence que sur les taux de retour à l'emploi des catégories relativement qualifiées, dont l'offre de travail

n'est pas trop contrainte. Une telle conclusion mérite toutefois d'être relativisée, dans l'attente d'un complément d'investigation : pour lui conférer une certaine robustesse, il faudrait, en effet, réestimer les modèles considérés, en intégrant le fait que la chute de l'indemnisation est beaucoup plus forte pour les hauts que pour les bas salaires de référence (respectivement 84 % et 42 % pour les deux cas types examinés plus haut). Enfin, remarquons qu'au-delà du 16^e mois de chômage indemnisé, les taux mensuels de retour à l'emploi des chômeurs sont proches, quel que soit le niveau de leur salaire de référence.

Le graphique VI montre qu'après passage à l'AUD, les taux de retour à l'emploi ont été lissés. La remontée des taux mensuels entre le 12^e et 16^e mois n'est plus observée. Le taux de retour à l'emploi diminue avec le temps passé en chômage en tout début de période de chômage, puis se stabilise au-delà du 12^e mois de chômage. Les effets du nombre de chutes potentielles (et implicitement du salaire de référence) ne sont pas flagrants. Seul le taux de retour à l'emploi des chômeurs pouvant connaître au plus trois baisses du niveau de l'indemnité est légèrement plus faible que les taux des autres groupes.

7. Remarquons qu'à l'exception de la remontée constatée au voisinage du 14^e mois, l'allure générale à la baisse du taux de retour à l'emploi est en accord avec l'argument avancé par Blanchard (2000), selon lequel l'intensité de recherche et par conséquent le taux de sortie du chômage décroissent avec le temps passé en chômage.

Encadré 2 (fin)

et :

$$S(k_i - 1 | (Z_i)_{k_i - 1}) = \int_0^{+\infty} S(k_i - 1 | (Z_i)_{k_i - 1}, \theta_i) g(\theta_i) d\theta_i = \left(1 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^{k_i - 1} H_j(Z_i)_j \right)^{-p}$$

À l'aide d'une réécriture équivalente à celle utilisée dans le cas sans hétérogénéité non observée, la fonction de vraisemblance devient :

$$L(\beta, p) = \prod_{i=1}^N \left[\left(1 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^{k_i - 1} H_j(Z_i)_j \right)^{-p} - c_i \times \left(1 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^{k_i} H_j(Z_i)_j \right)^{-p} \right] \quad (1.9)$$

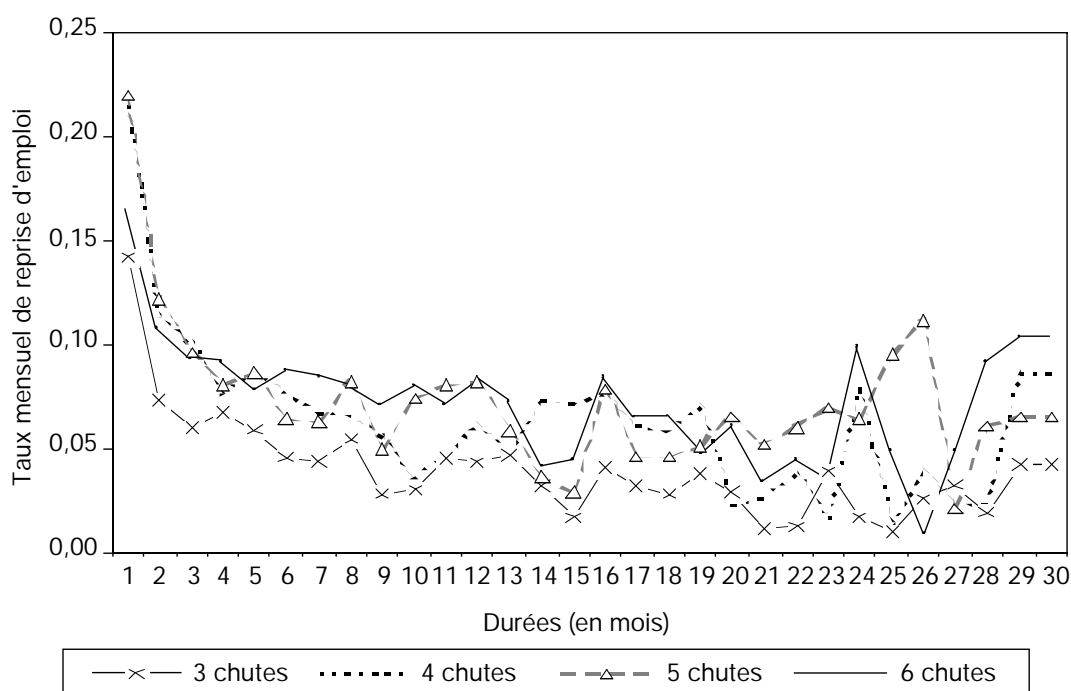
L'influence de la conjoncture : l'effet des créations nettes d'emploi

Le nombre de créations nettes d'emplois a un effet positif et significatif : le taux de retour à l'emploi augmente avec le nombre de créations nettes d'emploi (cf. tableaux 1 et 2). L'ampleur de cet effet augmente dans la seconde période (1993-1996) pour l'échantillon total, mais n'est plus significatif pour les chômeurs « à bas salaires », dont le taux de reprise d'emploi n'est plus affecté par les variations du nombre d'emplois créés dans l'économie, alors qu'il l'était entre 1986 et 1992.

Les niveaux et les variations des créations nettes d'emploi ont été très différents au cours des deux sous-périodes considérées (cf. graphique VII). Les modèles de durée estimés ne permettent pas d'inférer ce qu'aurait été les comportements de recherche et de reprise d'emploi des chômeurs indemnisés bénéficiant de l'AUD entre 1993 et 1996 s'ils avaient dû faire face à la conjoncture (c'est-à-dire au volume de créations nettes d'emplois) enregistrée entre 1986 et 1989. Seul un modèle économétrique structurel, du type des modèles de recherche d'emploi, pourrait permettre de répondre de manière rigoureuse à cette question.

Toutefois, et à titre de première analyse, on peut, à l'aide de ces estimations, faire un exercice simple, qui consiste à supposer que les variations des créations nettes d'emploi dans la seconde période, par exemple entre octobre 1992 et novembre 1994, sont celles qui ont été enregistrées entre février 1989 et mars 1991, et ensuite estimer ce qu'aurait été le taux de retour à l'emploi par exemple du groupe d'individus le plus représenté dans l'échantillon bénéficiant de l'AUD. En d'autres termes, il s'agit d'utiliser les estimations des modèles de durée présentées dans le tableau 2 pour faire une simulation avec une variable de conjoncture dont les valeurs sont celles qui ont été observées dans la première sous-période. À l'opposé, on peut supposer que les variations des créations nettes d'emploi dans la première période, par exemple entre février 1989 et mars 1991, sont celles qui ont été enregistrées entre octobre 1992 et novembre 1994. L'exercice consiste ici à utiliser les estimations des modèles de durée présentées dans le tableau 1 pour faire une simulation des taux de retour à l'emploi dans le cadre de l'ancienne réglementation, mais avec une variable de conjoncture dont les valeurs sont celles qui ont été observées dans la seconde sous-période (cf. graphiques VIII et IX). Pour contraster les résultats, on a choisi de faire l'exercice pour des chômeurs

Graphique VI
Taux de reprise d'emploi en fonction du nombre de paliers de dégressivité (1993-1996)



Source : Fichier national des allocations de l'Unedic, calculs des auteurs.

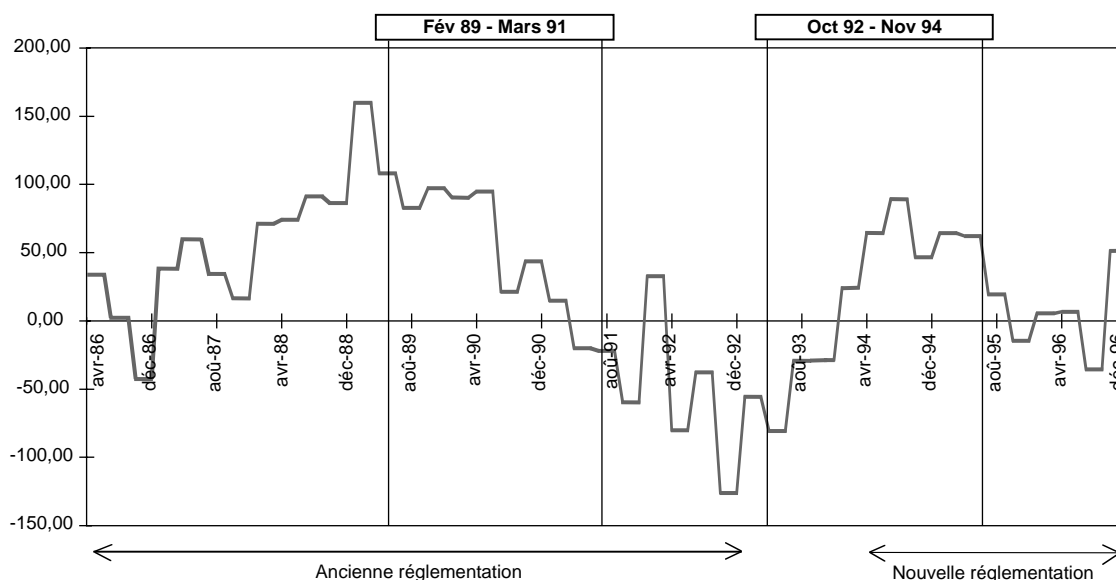
dont les salaires de référence sont bas (c'est-à-dire compris entre 4 562 et 6 126 francs) ou hauts (compris entre 12 363 et 44 308 francs) dans les deux réglementations. Les estimations des paramètres des modèles de durée sur ces quatre strates (deux groupes, deux réglementations) sont reportées dans l'annexe C.

L'exercice, dont les résultats sont représentés par les graphiques VIII et IX, permet de comparer l'efficacité respective des deux réglementations en matière de taux de retour à l'emploi. Les différences observées sont dues aux différences de réglementation, mais aussi de conjoncture. Ces deux graphiques montrent, à nouveau, la disparition de la remontée du taux de sortie au voisinage du 14^e mois de chômage lors du passage à l'AUD. De manière générale, les taux estimés avec application de l'AUD au cours de la période 1992-1994 sont les plus faibles. La résultante de ces deux phénomènes est que les probabilités de rester en chômage (c'est-à-dire les fonctions de survie) ont été très supérieures dans la période où l'AUD a été appliquée, notamment d'octobre 1992 à novembre 1994.

Cette mauvaise performance de la dégressivité est-elle attribuable à la moins bonne conjonc-

ture sur le marché du travail dans la deuxième période ? De fait, les différences de conjoncture expliquent une partie des écarts observés, mais sont loin de les épuiser. Pour étudier cette question, on examine les courbes simulées dans l'hypothèse où les conjonctures auraient été « inversées ». L'exercice montre que si l'AUD avait été appliquée entre février 1989 et mars 1991, le taux de retour à l'emploi aurait été supérieur, principalement dans la première année de chômage, à ce qu'il a été entre octobre 1992 et novembre 1994. De ce fait, la simulation de la probabilité de rester en chômage (c'est-à-dire de la fonction de survie) au cours de la période 1989-1991 se traduit par une translation vers le bas qui la rapproche de la probabilité observée dans l'ancienne réglementation (AB/AFD) au cours de la même période. Mais les différences restent non négligeables : la probabilité de rester en chômage sous l'hypothèse « contre factuelle » (AUD, février 1989-mars 1991) est toujours supérieure. Autrement dit, la dégressivité est moins performante, à conjoncture identique, en matière de taux de retour à l'emploi. On arrive à des conclusions semblables en effectuant l'exercice symétrique, qui consiste à simuler les fonctions de hasard et de survie en ancienne réglementation (AB/AFD) dans l'hypothèse de la

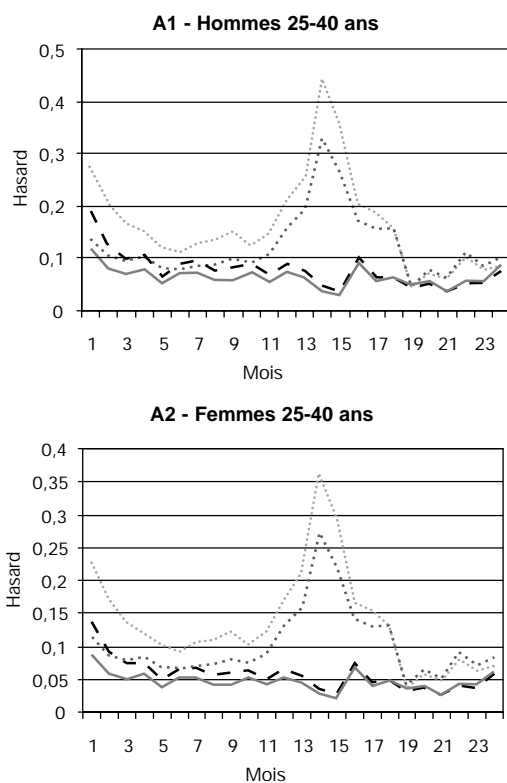
Graphique VII
Les créations nettes d'emploi



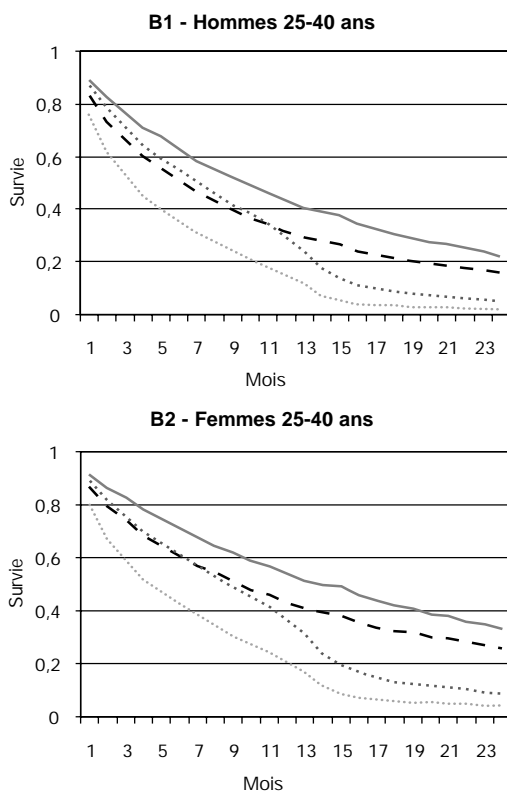
Source : Unedic.

Graphique VIII
**Fonctions de hasard et de survie
des durées de chômage
(individus à hauts salaires de référence)**

A - Fonctions de hasard (hauts salaires de référence)

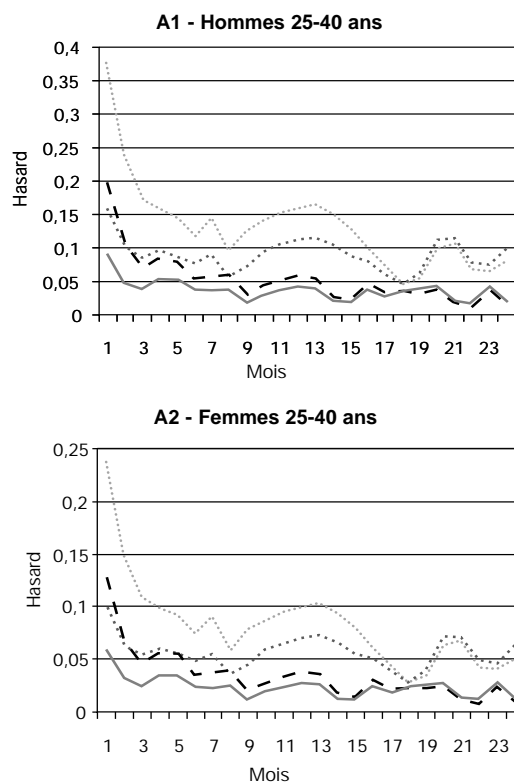


B - Fonctions de survie (hauts salaires de référence)

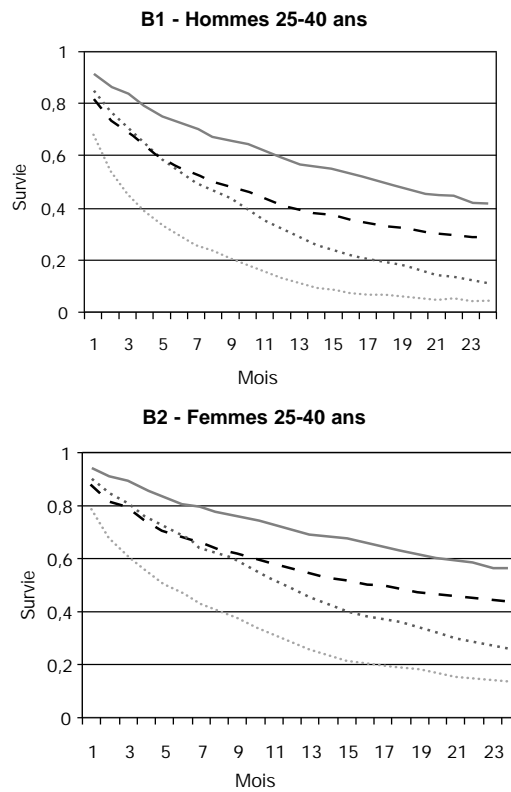


Graphique IX
**Fonctions de hasard et de survie
des durées de chômage
(individus à bas salaires de référence)**

A - Fonctions de hasard (bas salaires de référence)



B - Fonctions de survie (bas salaires de référence)



— AUD, oct. 92-nov. 94 AB/AFD, oct. 92-nov. 95
- - AUD, fév. 89-mars 91 AB/AFD, fév. 89-mars 92

Source : Fichier national des allocations de l'Unedic, calculs des auteurs.

conjoncture prévalant entre octobre 1992 et novembre 1994. Le graphique X isole dans cet exercice l'effet du basculement réglementaire de l'effet conjoncturel pour les hommes à bas salaires de référence, âgés de 25 à 40 ans.

Des réserves s'imposent toutefois, et la prudence est de rigueur avant de porter un jugement négatif sur la dégressivité : tout d'abord, il n'est pas certain que les créations nettes d'emplois rendent compte, à elles seules, des variations de la conjoncture macroéconomique au cours des deux sous-périodes ; par ailleurs, le modèle n'est pas assez précis dans la spécification des éventuelles interactions entre les variables explicatives individuelles (âge, sexe, diplôme, etc.) et les variables de conjoncture.

Les effets de l'hétérogénéité non observée

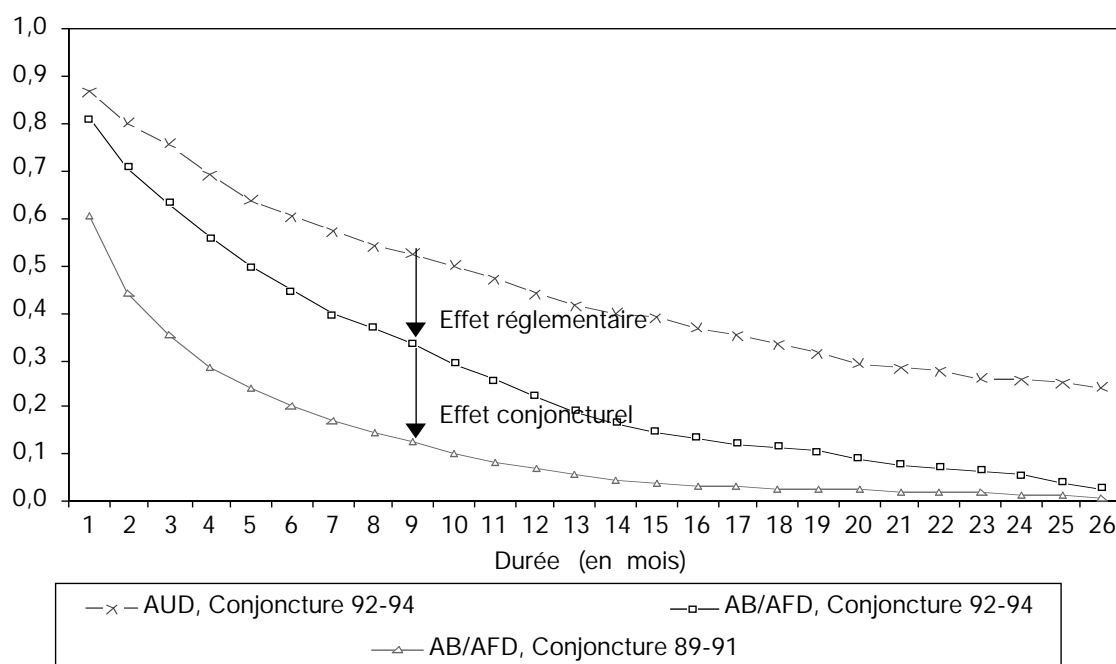
Jusqu'ici, les modèles estimés n'incorporaient pas de composante d'hétérogénéité individuelle non observée. L'omission d'une telle composante produit-elle des estimations fortement biaisées ? Pour le savoir, on a estimé à nouveau le modèle en spécifiant l'hétérogénéité non observée par une loi Gamma. L'estimation a été conduite sur deux strates : les chômeurs à bas salaires dans l'ancienne réglementation et

ceux pouvant connaître trois baisses du montant de l'indemnité dans la nouvelle. Les graphiques XI et XII permettent de comparer les taux mensuels de retour à l'emploi estimés dans les modèles (1.2) et (1.7), présentés dans l'encadré 2, respectivement avec et sans prise en compte de l'hétérogénéité non observée. Que ce soit dans le cas de l'ancienne réglementation (cf. graphique XI) ou de la nouvelle (cf. graphique XII), le profil du taux de reprise d'emploi est peu modifié (8). Ceci n'est pas étonnant car, dans les deux cas, le paramètre d'hétérogénéité non observée n'est pas significatif et la variance estimée de la loi Gamma est très faible.

Ce résultat peut s'expliquer de deux façons. D'une part, on peut considérer que les strates sélectionnées sont relativement homogènes (mêmes classes de salaires de référence, mêmes nombres de baisses potentielles du montant de l'indemnisation). D'autre part, on peut supposer qu'une loi Gamma n'est pas pertinente. Pour le vérifier, on pourrait choisir une forme plus flexible pour la loi du paramètre d'hétérogénéité non observée, par exemple en mettant en œuvre l'estimateur

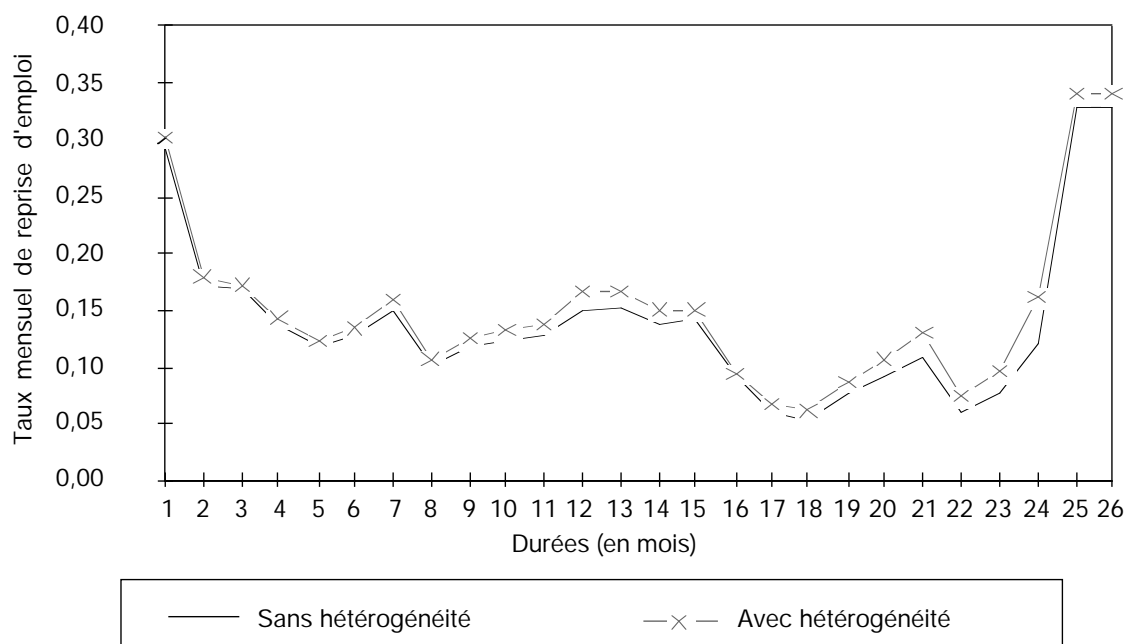
8. C'est aussi le cas pour les autres paramètres du modèle.

Graphique X
Probabilités de rester au chômage pour les hommes à bas salaires de référence âgés de 25 à 40 ans



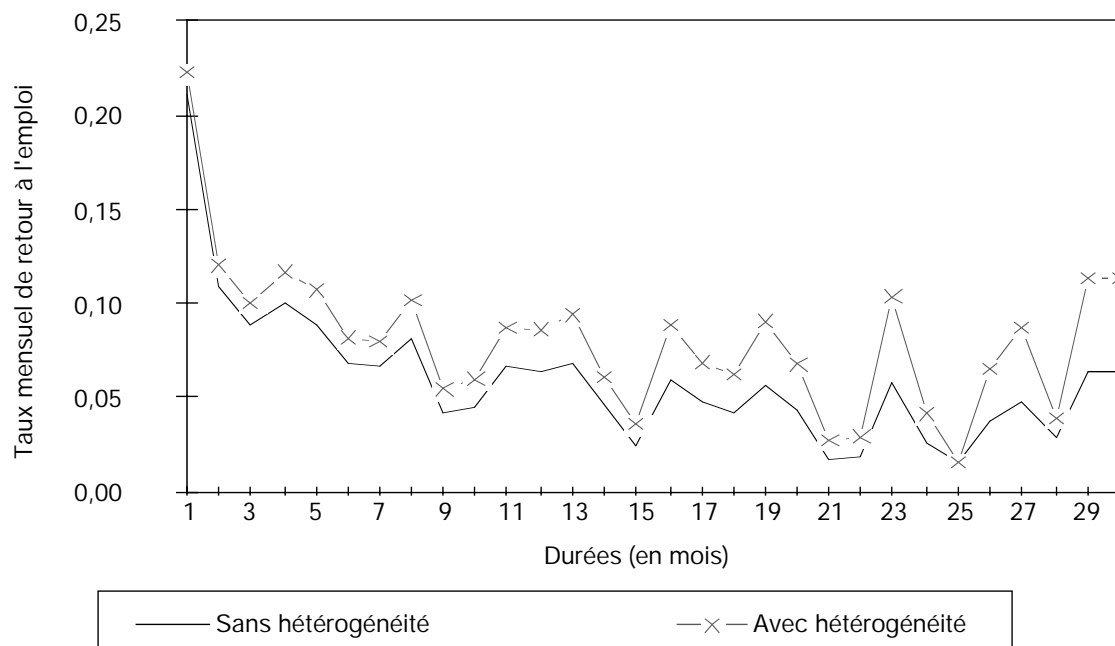
Source : Fichier national des allocations de l'Unedic, calculs des auteurs.

Graphique XI
**Taux de reprise d'emploi pour les individus à bas salaires
dans l'ancienne réglementation (1986-1992)**



Source : Fichier national des allocations de l'Unedic, calculs des auteurs.

Graphique XII
**Taux de reprise d'emploi pour les profils à trois chutes
dans la nouvelle réglementation (1992-1996)**



Source : Fichier national des allocations de l'Unedic, calculs des auteurs.

du maximum de vraisemblance non paramétrique proposé par Heckman et Singer (1984). Mais Baker et Melino (2000) ont montré que les estimations sont biaisées lorsque l'on utilise une forme flexible à la fois pour la loi du hasard de base (par exemple du type « *piece-wise constant hazard* ») et pour la loi du paramètre d'hétérogénéité non observée (par exemple, une loi discrète à plusieurs points de support). De plus, ils montrent qu'il est difficile de faire converger la procédure d'estimation lorsque l'on utilise plus de deux points de support pour la loi de l'hétérogénéité non observée. En raison de ces difficultés, on n'a pas poursuivi, pour l'instant, les recherches dans cette direction.

* * *

Ces résultats mettent en évidence, sans ambiguïté, qu'il existe une influence du profil de l'indemnisation du chômage sur le taux de sortie vers l'emploi. Dans le système à deux niveaux qui prévalait dans l'ancienne réglementation, les estimations montrent un accroissement du taux de reprise d'emploi à l'approche de la chute d'indemnisation, qui intervient lors du passage de l'AB à l'AFD. Cette remontée du taux de reprise d'emploi est d'autant plus marquée que l'individu percevait un salaire élevé avant son entrée en chômage. Ce pic dans la reprise d'emploi n'est plus observé dans la nouvelle réglementation : l'introduction de l'AUD a écrêté le profil temporel des taux de reprise d'emploi. Ce résultat est robuste à la prise en compte d'un indicateur de la conjoncture macro-économique et d'une composante d'hétérogénéité individuelle non observée.

L'écart très significatif entre les probabilités de rester en chômage dans l'ancienne et la nouvelle réglementation n'est qu'en partie imputable à la détérioration de la conjoncture dans la deuxième période. Subsiste une différence que l'on peut expliquer par la modification des profils temporels d'indemnisation. Cette conjecture signifie que la dégressivité aurait ralenti le retour à l'emploi, en d'autres termes que le profil antérieur d'indemnisation, assorti d'une forte chute de l'allocation au 14^e mois de chômage, favorisait un retour plus rapide à l'emploi.

Le contraste entre les taux de retour à l'emploi dans les deux réglementations est observé de manière particulièrement marquée pour les chômeurs, probablement qualifiés, qui bénéficiaient en emploi de salaires élevés. Les autres chômeurs semblent beaucoup plus contraints sur leur offre de travail : leur profils de retour à l'emploi sont beaucoup moins connectés au profil de leur indemnisation. On peut aussi remarquer que l'ancienne réglementation était particulièrement rigoureuse pour les chômeurs à hauts salaires de référence, puisqu'ils subissaient une très forte chute du taux de remplacement lors du passage en allocation de base.

Ces investigations méritent confirmation. Tout d'abord, il est nécessaire de poursuivre la recherche entreprise ici en s'efforçant tout à la fois d'améliorer la spécification du modèle statistique et d'estimer un modèle structurel de comportement. Ensuite, il est crucial de compléter les évaluations des taux de retour à l'emploi par un repérage de la qualité des emplois retrouvés par les individus qu'un profil d'indemnisation plus dégressif inciterait à sortir plus vite du chômage. □

Nous remercions l'Unedic, et tout particulièrement Bernard Ernst, Philippe Cunéo et Jean-Paul Blouard pour l'accès aux données utilisées dans cet article et leur traitement informatique préalable. Stéphane Ducatez, chef du département « Équilibre Technique » de la direction des Études statistiques de l'Unedic, nous a aidé à maintes reprises, et nous a, en particulier, conseillé d'utiliser la série des créations nettes d'emploi produite par l'Unedic. Olivier Blanchard, Guy Laroque, David Margolis, Jean Pisani-Ferry et Jean-Marc Robin nous ont fait bénéficier de leurs remarques sur une première version de cet article. Les interprétations des résultats et erreurs éventuelles sont de notre seule responsabilité.

BIBLIOGRAPHIE

- Atkinson A.B. et Micklewright J. (1991)**, « Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: a Critical Review », *Journal of Economic Literature*, vol. 29, pp. 1679-1727.
- Baker M. et Melino A. (2000)**, « Duration Dependence and Nonparametric Heterogeneity: a Monte Carlo Study », *Journal of Econometrics*, vol. 96, pp. 357-393.
- Blanchard O. (2000)**, « Employment Protection, Sclerosis, and the Effect of Shocks on Unemployment », Lionel Robbins Lectures, Lecture 3, <http://econwp.mit.edu/RePec/2000-/blanchar/out3f.pdf>.
- Bonnal L., Fougère D. et Sérandon A. (1997)**, « Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labor Market Histories », *The Review of Economic Studies*, vol. 64, pp. 683-713.
- Carling K., Holmlund B. et Vejsiu A. (1999)**, « Do Benefits Cuts Boost Job Findings? Swedish Evidence from the 1990's », mimeo, Uppsala University.
- Chiu W.H. et Karni E. (1998)**, « Endogenous Adverse Selection and Unemployment Insurance », *Journal of Political Economy*, vol. 106, pp. 806-827.
- Fougère D. (2000)**, « La durée du chômage en France », dans *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 23, pp. 239-259, la documentation Française, Paris.
- Gide C. (1912)**, *Les institutions de progrès social*, Paris, Éditions Sirey.
- Heckman J.J. et Singer B. (1984)**, « A Method for Minimising the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data », *Econometrica*, vol. 52, pp. 271-320.
- Holmlund B. (1998)**, « Unemployment Insurance in Theory and Practice », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 100, pp. 113-141.
- Hopenhayn H.A. et Nicolini J.P. (1997)**, « Optimal Unemployment Insurance », *Journal of Political Economy*, vol. 105, pp. 412-438.
- Horowitz J. (1999)**, « Semiparametric Estimation of a Proportional Hazard Model with Unobserved Heterogeneity », *Econometrica*, vol. 67, pp. 1001-1028.
- Imbens G.W. (1994)**, « Transition Models in a Non-Stationary Environment », *Review of Economics and Statistics*, vol. 76, pp. 703-720.
- Joutard X. et Ruggiero M. (1994)**, « Taux de sortie du chômage à l'approche de la fin des droits à l'indemnisation : une étude de périodes atypiques durant l'épisode de chômage », *Économie et Prévision*, n° 2-3, pp. 189-206.
- Kalbfleisch J.D. et Prentice R.L. (1973)**, « Marginal Likelihoods Based on Cox's Regression and Life Model », *Biometrika*, vol. 60, pp. 267-278.
- Katz L. et Meyer B.D. (1990)**, « The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment », *Journal of Public Economics*, vol. 41, pp. 45-72.
- Lancaster T. (1990)**, *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.
- Lancaster T. et Chesher A. (1983)**, « An Econometric Analysis of Reservation Wages », *Econometrica*, vol. 51, pp. 1661-1675.
- Lippman S.A. et Mc Call J.J. (1976)**, « The Economics of Job Search: a Survey », *Economic Inquiry*, vol. 14, pp. 155-367.
- Meyer B. (1990)**, « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », *Econometrica*, vol. 58, pp. 757-782.
- Moffitt R. et Nicholson W. (1982)**, « The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: the Case of Federal Supplemental Benefits », *Review of Economics and Statistics*, vol. 64, pp. 1-11.
- Mortensen D. (1977)**, « Unemployment Insurance and Job Search Decisions », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 30, pp. 505-517.
- Narendranathan W. et Nickell S. (1985)**, « Modelling the Process of Job Search », *Journal of Econometrics*, vol. 28, pp. 29-49.

Prieto A. (2000a), « L'impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d'emploi », *Revue Économique*, vol. 51, pp. 523-534.

Prieto A. (2000b), *Dégressivité des allocations chômage et taux de retour à l'emploi. Une analyse empirique sur les données de l'Unedic*, Thèse de Doctorat en Sciences Économiques, Université de Paris-X Nanterre.

Shavell S. et Weiss L. (1979), « The Optimal Payment of Unemployment Insurance over Time », *Journal of Political Economy*, vol. 87, pp. 1347-1362.

Van den Berg G. (1990), « Nonstationarity in Job Search Theory », *The Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 255-277.

DÉFINITION DES FILIÈRES DANS L'ANCIENNE RÉGLEMENTATION (1986-1992)

Filière	Durée d'affiliation	Âge	Allocation de base	Prolongations possibles	Allocation de fin de droits	Prolongations possibles	Durée maximale
1	3 mois au cours des 12 derniers mois	Indifférent	3 mois	aucune	0 mois	aucune	3 mois
2	6 mois au cours des 12 derniers mois	Moins de 50 ans	8 mois	2 mois	6 mois	1 mois	1 an et 3 mois
3		50 ans et plus	9 mois	6 mois	9 mois	3 mois	1 an et 9 mois
4	12 mois au cours des 24 derniers mois ou	Moins de 50 ans	1 an et 2 mois	5 mois	1 an	4 mois	2 ans et 6 mois
5	6 mois au cours des 12 derniers mois + 10 ans d'appartenance au Régime au cours des 15 dernières années	50 ans et plus	1 an et 6 mois	1 an et 3 mois	1 an et 3 mois	9 mois	3 ans et 9 mois
6	24 mois au cours des 36 derniers mois	Entre 50 et 54 ans	1 an et 9 mois	1 an	1 an et 3 mois	9 mois	3 ans et 9 mois
7		55 ans et plus	2 ans et 3 mois	1 an et 6 mois	1 an et 6 mois	9 mois	5 ans

Source : Unedic.

DÉFINITION DES FILIÈRES DANS LA NOUVELLE RÉGLEMENTATION (1993-1996)

Filière	Durée d'affiliation	Âge	Durée à taux plein	Taux de dégressivité	Durée résiduelle	Durée totale
1	4 mois au cours des 8 derniers mois	Indifférent	0 mois	25 %	4 mois	4 mois
2	6 mois au cours des 12 derniers mois	Indifférent	4 mois	15 %	3 mois	7 mois
3	8 mois au cours des 12 derniers mois	Moins de 50 ans	4 mois	17 %	11 mois	1 an et 3 mois
4		50 ans et plus	7 mois	15 %	1 an et 2 mois	1 an et 9 mois
5	14 mois au cours des 24 derniers mois	Moins de 25 ans	7 mois	17 %	1 an et 11 mois	2 ans et 6 mois
6		Entre 25 et 49 ans	9 mois	17 %	1 an et 9 mois	2 ans et 6 mois
7		50 ans et plus	1 an et 3 mois	15 %	2 ans et 6 mois	3 ans et 9 mois
8	27 mois au cours des 36 derniers mois	Entre 50 et 54 ans	1 an et 8 mois	15 %	2 ans et 1 mois	3 ans et 9 mois
9		55 ans et plus	2 ans et 3 mois	8 %	2 ans et 9 mois	5 ans

Source : Unedic.

**MODÈLES DE DURÉE DE CHÔMAGE POUR LES BAS ET HAUTS SALAIRES
DANS L'ANCIENNE ET LA NOUVELLE RÉGLEMENTATION**

Variables	Ancienne réglementation		Nouvelle réglementation	
	Bas salaires [4 562 F, 6 126 F]	Hauts salaires [12 363 F, 44 308 F]	Bas salaires [4 562 F, 6 126 F]	Hauts salaires [12 363 F, 44 308 F]
Sexe et Âge				
<i>Homme, 25 à 40 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Homme, 40 à 50 ans	- 0,2417 (- 2,63)	- 0,013 (- 0,12)	- 0,2263 (- 1,71)	- 0,403 (- 5,68)
Femme, 25 à 40 ans	- 0,4669 (- 8,04)	- 0,196 (- 2,02)	- 0,4223 (- 4,37)	- 0,313 (- 3,33)
Femme, 40 à 50 ans	- 0,4704 (- 4,76)	- 0,434 (- 3,11)	- 0,8451 (- 5,31)	- 0,980 (- 6,87)
Diplôme				
Au moins un diplôme	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Sans Diplôme	- 0,2178 (- 4,31)	- 0,228 (- 3,09)	- 0,1284 (- 1,38)	0,010 (0,23)
Motif de rupture du contrat de travail				
<i>Licenciement économique</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Fin de CDD	0,1221 (1,76)	0,362 (3,54)	0,4113 (3,20)	0,319 (2,75)
Départ volontaire	0,0222 (0,53)	0,331 (2,70)	- 0,1477 (- 0,75)	- 0,076 (- 0,56)
Autre	- 0,1995 (- 3,06)	0,090 (1,45)	- 0,3797 (- 3,80)	0,093 (1,40)
Durée d'activité chez le dernier employeur				
<i>Moins d'un an</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Entre un et trois ans	- 0,3188 (- 4,35)	- 0,114 (- 1,23)	- 0,3228 (- 2,46)	- 0,109 (- 1,03)
Entre trois et dix ans	- 0,2772 (- 3,51)	- 0,109 (- 1,17)	- 0,4500 (- 3,12)	- 0,231 (- 2,18)
Plus de dix ans	- 0,2320 (- 2,55)	- 0,124 (- 0,99)	- 0,4519 (- 2,77)	- 0,471 (- 3,84)
Variable temporelle de conjoncture				
Créations nettes d'emplois (en millions)	2,9922 (6,62)	2,400 (4,88)	2,6552 (2,48)	1,638 (2,05)
Log-vraisemblance moyenne	- 2,1731	- 2,035	- 1,5318	- 1,949
Nombre d'individus	2 243	1 660	1 607	2 071

*Lecture : les T de Student figurent entre parenthèses ; les estimations des taux mensuels de reprise d'emploi ne figurent pas dans ce tableau.
Source : Fichier National des Allocataires de l'Unedic.*