L'effet de l'introduction de l'allocation unique dégressive sur le taux de sortie du chômage*

B. Dormont† D. Fougère‡ A. Prieto§

Résumé. Cet article étudie l'impact du régime d'allocation chômage et principalement de la dégressivité de l'indemnisation sur le taux de retour à l'emploi des chômeurs. La réglementation en vigueur de 1986 à 1992, avant introduction de l'Allocation Unique Dégressive (AUD), se caractérise par une seule chute du niveau d'indemnisation alors que l'AUD introduite en 1992 prévoit des baisses régulières de son montant. Les estimations, réalisées à partir de modèles de durée, montrent 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 résultat vaut principalement pour les chômeurs dont les salaires antérieurs étaient les plus élevés. L'introduction de l'AUD a écrêté le profil temporel des taux de reprise d'emploi. Ce résultat est robuste à l'introduction d'une composante d'hétérogénéité non observée et à la prise en compte des différences de conjoncture sur les deux sous-périodes. Notre étude montre également que l'écart estimé comme très significatif entre les probabilités de rester en chômage dans l'ancienne et la nouvelle réglementation est pour une grande partie imputable à la modification de la conjoncture macroéconomique.Un exercice simple montre que si les chômeurs qui ont bénéficié de la réglementation en vigueur entre 1986 et 1992 avaient été confrontés à la conjoncture prévalant dans la seconde sous-période, leur probabilité de rester en chômage aurait été proche, au moins dans les douze premiers de chômage, de celle des chômeurs bénéficiant de l'AUD entre 1993 et 1996.

---

*Version préliminaire, ne pas citer sans l'accord des auteurs. Les auteurs remercient l'UNEDIC pour l'accès aux données utilisées dans cet article. Les interprétations des résultats et erreurs éventuelles sont de la seule responsabilité des auteurs.

†THEMA, Université Paris X-Nanterre

‡CNRS, CREST-INSEE et CEPR

§THEMA, Université Paris X-Nanterre, et CREST-INSEE

1. Introduction

Dans cette étude, nous examinons les effets de l'introduction en 1992 de l'allocation unique dégressive (AUD) sur le taux de retour à l'emploi des chômeurs indemnisés. La période préalable, débutant en 1986, se caractérise par une certaine stabilité réglementaire. Les chômeurs indemnisés perçoivent l'allocation de base (AB), puis l'allocation de fin de droits (AFD) qui correspond à une allocation plancher. Le protocole d'accord de juillet 1992 modifie profondément la réglementation. Après une période d'indemnisation à taux plein, le montant de l'indemnisation baisse tous les quatre mois jusqu'à atteindre un niveau d'indemnisation plancher. Notre étude porte sur ces deux régimes d'indemnisation, que nous désignerons par la suite sous les termes d'ancienne (1986-1992) et de nouvelle réglementation (1993-1996). Pour comparer ces deux systèmes, nous avons examiné les taux de reprise d'emploi des chômeurs dont les profils d'indemnisation sont les plus fréquents. Dans l'ancienne réglementation, le chômeur ne peut connaître qu'une chute d'indemnisation alors que, dans la nouvelle, le nombre de paliers de dégressivité varie selon le niveau de salaire du dernier emploi.

Les travaux économétriques consacrés à la mesure des effets de l'indemnisation du chômage sur le taux de reprise d'emploi sont nombreux. Dans les années 80, la plupart des articles mettent 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 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 Etats-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) montrent que, suite à 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,[1] 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

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

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.

Ce résumé des travaux antérieurs montre que notre étude est la première à examiner de manière systématique les effets d'une modification des profils temporels d'indemnisation sur les taux de retour à l'emploi. Notre analyse statistique est conduite à l'aide de modèles de durée à hasards proportionnels constants par intervalles (de type "*Piecewise Constant Hazard*").[2] Ces modèles présentent pour nous un avantage majeur. En effet, ils permettent 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.

Après avoir rappelé brièvement les caractéristiques du système d'allocation chômage en France et le contexte qui a présidé au basculement réglementaire de 1992, nous présenterons les données utilisées. Les sections suivantes seront consacrées à l'exposé du modèle statistique et à la présentation des résultats.

2. 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 2500 francs par mois, appelée allocation de fin de droits (AFD), dont la durée est au maximum de dix-huit mois.

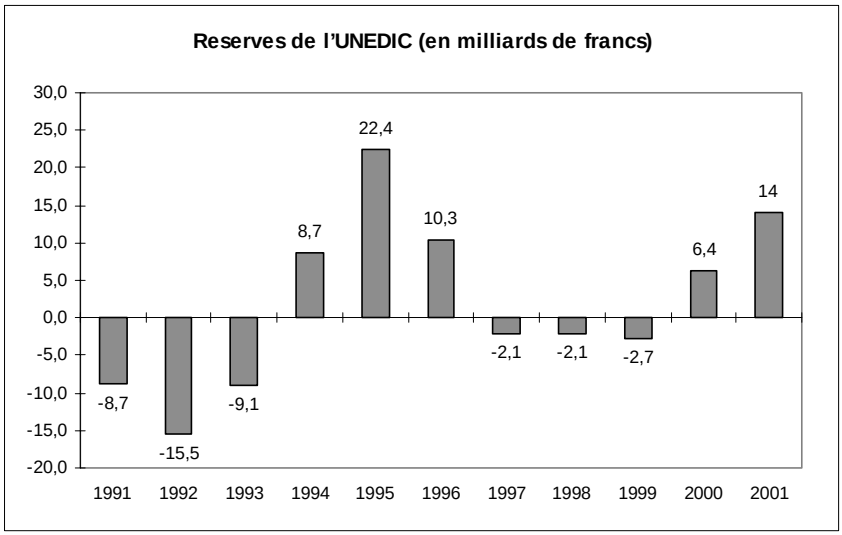
[2] Pour plus d'informations sur ces modèles et leur estimation, on peut se référer, par exemple, à l'ouvrage de Lancaster (1990) et à l'article de Meyer (1990). L'article de Bonnal, Fougère et Sérandon (1997) contient une application de ce type de modèles à un échantillon extrait de l'enquête "*Suivi des Chômeurs*" de l'INSEE.

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 du montant de l'indemnisation tous les quatre mois jusqu'à ce qu'ils atteignent le niveau plancher de 2500 francs, ou bien jusqu'à ce que leurs droits soient épuisés. Lors du passage à cette nouvelle réglementation, de nouvelles filières ont été construites (cf. annexe B).

2.1. Le basculement réglementaire de 1992

L'importance du déficit des réserves de l'Unedic, égal à 15,5 milliards en 1992 (graphique 1), a obligé les gestionnaires du régime d'assurance chômage à mettre en place une nouvelle convention. Les problèmes financiers ont été résolus par le relèvement des taux de contribution, par la restriction des conditions d'accès au régime d'assurance et par l'introduction de la dégressivité des indemnités.

Graphique 1



Le passage de l'AB / AFD à l'AUD s'opère différemment selon que les individus sont entrés au chômage avant ou après le 1er août 1992. Pour les individus au chômage au 1er août 1992, le basculement s'est déroulé en plusieurs étapes. Les

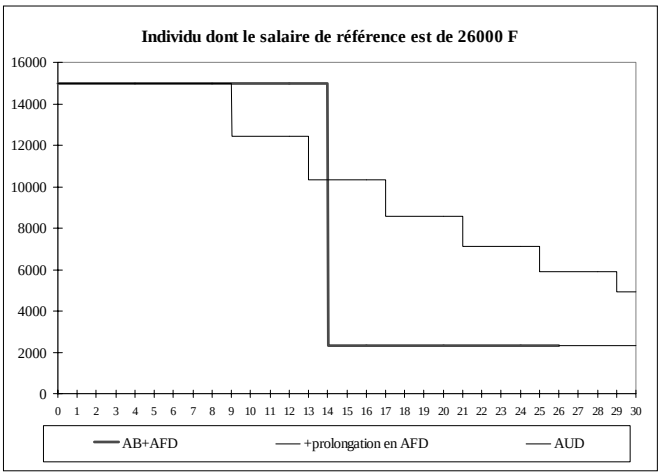
chômeurs indemnisés au 1er août 1992 n'ont basculé en nouvelle réglementation à cette date que si cela leur était favorable. Sinon, ils restaient dans l'ancien système jusqu'à ce que le nouveau leur soit plus favorable. Toutefois, au 1er avril 1993, l'ensemble des chômeurs indemnisés devaient avoir basculé en nouvelle réglementation. Les individus, qui débutaient un épisode de chômage après le 1er août 1992, percevaient l'allocation unique dégressive dès leur entrée en chômage.

2.2. Exemples de profils d'indemnisation

Pour illustrer la différence entre ces deux réglementations, nous considérons deux cas types correspondant à des chômeurs de mêmes caractéristiques individuelles (même age, même durée d'affiliation), mais ayant perçu préalablement à leur entrée en chômage des salaires fort différents. Pour comparer leurs droits potentiels, nous simulons leurs profils d'indemnisation dans l'ancienne puis dans la nouvelle réglementation.

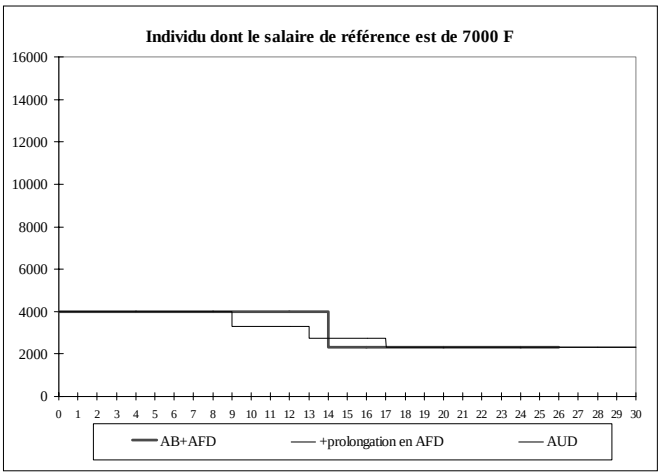
- **Le premier individu** est licencié à l'âge de 30 ans. Son salaire de référence est de 26000 francs par mois et il a cotisé pendant quinze mois au cours des vingt-quatre derniers mois. Cet individu appartient donc à la filière 4 de l'ancienne réglementation (cf. Annexe A). En ancienne réglementation, il perçoit l'allocation de base, soit 15000 francs mensuels pendant quatorze mois, puis il perçoit l'allocation de fin de droits, c'est-à-dire 2330 francs pendant 12 mois (profil représenté par le trait gras du graphique 2). 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 15000 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 2 ci-dessous.

Graphique 2



- **Le second individu** est licencié à l'âge de 30 ans. Son salaire de référence est de 7000 francs par mois et il a cotisé pendant quinze mois au cours des vingt-quatre derniers mois. Cet individu appartient donc à la filière 6 de la nouvelle réglementation (cf. Annexe B). En ancienne réglementation, il perçoit l'allocation de base, soit 4000 francs mensuels pendant quatorze mois, puis il perçoit l'allocation de fin de droits, c'est-à-dire 2330 francs pendant 12 mois (profil représenté par le trait gras du graphique 3). 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 4000 francs mensuels pendant neuf mois, puis le niveau de son indemnité chute tous les quatre mois de 17%. Nous constatons qu'au bout de trois chutes, il atteint le niveau d'indemnisation plancher soit 2330 francs par mois (profil représenté par le trait fin du graphique 3).

Graphique 3



Les graphiques 2 et 3 montrent que le niveau d'indemnisation de départ, qui est calculé à partir du salaire de référence, a un effet différent sur les profils d'indemnisation des deux réglementations. Dans l'ancienne réglementation, il détermine l'ampleur de la chute (elle sera d'autant plus importante que le niveau de salaire de référence est élevé), alors que, dans la nouvelle, il contribue à définir le nombre de paliers de dégressivité. Par exemple, l'appartenance à la filière 6 de la nouvelle réglementation devrait permettre à l'individu de connaître 6 paliers de dégressivité (cf. annexe B). En réalité, il arrive au plancher lors de son troisième palier et ne connaît en tout que trois réductions du montant de son indemnisation.

2.3. Profils d'indemnisation potentiels dans les deux réglementations

L'exemple traité précédemment nous donne un aperçu de la complexité de la réglementation quant au nombre de profils d'indemnisation possibles. Dans l'ancienne réglementation, il existe 7 filières différentes (cf. annexe A). 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. L'importance de la baisse de niveau dépend du salaire de référence de l'individu. Les différences qui existent entre les profils d'indemnisation des allocataires proviennent 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.

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'indemnisa-tion. Ainsi, si celui-ci est faible, l'individu peut atteindre assez rapidement le niveau de l'indemnisation plancher et ne connaître que peu de baisses du montant de l'indemnisation (cf. trait fin du graphique 3). Par contre, si le niveau d'indemnisation de départ est suffisamment élevé, l'individu connaîtra davantage de chutes (cf. trait fin du graphique 2). Au total, il existe 46 profils d'indemnisation différents.

3. Les données

3.1. La construction de l'échantillon

Pour étudier les différences de taux de retour à l'emploi à partir des profils d'indemnisation dans l'ancienne et la nouvelle réglementation, nous avons utilisé un échantillon extrait du Fichier National des Allocataires (FNA) de l'UNEDIC. A l'origine, un échantillon d'environ 370 000 individus a été extrait de la population des chômeurs indemnisés recensés dans le FNA entre le 1er 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, comme nous l'avons vu précédemment, cette information est indispensable pour la connaissance des profils potentiels d'indemnisation.

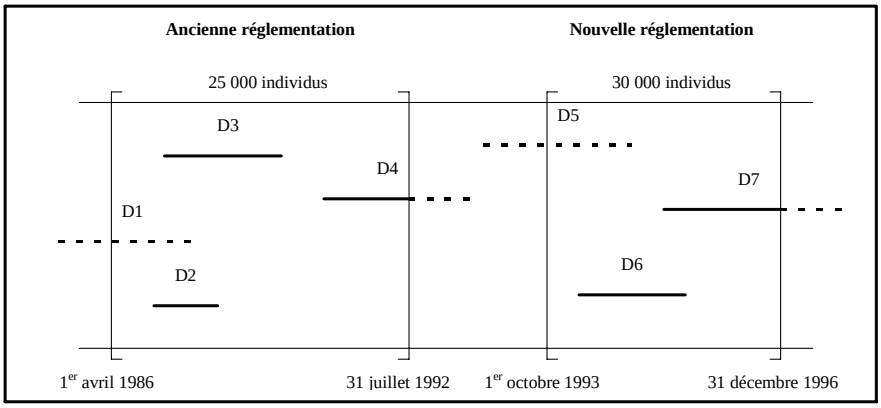
Notre étude se limite à l'examen des profils d'indemnisation les plus fréquents, dont font partie les deux cas types décrits dans la section précédente. Ainsi, nous ne conservons pas :

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

Ces restrictions de champ conduisent à un échantillon de 80 000 individus. Afin de comparer les effets des deux types de réglementations, il a été nécessaire de séparer cet échantillon en deux. Le premier sous-échantillon ne comprend que des individus 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 prête mal à l'estimation des modèles économétriques présentés dans la section suivante. Nous avons donc décidé de le réduire aléatoirement de moitié (en fait, en retenant un individu sur deux). Dans le deuxième échantillon, nous ne conservons que les individus qui perçoivent l'allocation unique dégressive et qui débutent leur premier épisode de chômage après le 1er octobre 1993. Ils sont au nombre de 30 000 environ.

Le graphique 3 illustre la construction de l'échantillon : 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.

Graphique 4



3.2. Un échantillon par profil d'indemnisation

Pour distinguer les différents profils d'indemnisation, il est nécessaire de prendre en compte la répartition des individus entre les différentes filières. Le tableau 1 présente les effectifs par filières dans l'ancienne réglementation et le tableau 2 ceux de la nouvelle.

Tableau 1

Ancienne réglementation				
Durée d'affiliation	**Age**	**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**	3360	16,4%
	50 ans et plus	**3**	77	0,4%
12 mois au cours des 24 derniers mois	Moins de 50 ans	**4**	15817	77,0%
	50 ans et plus	**5**	178	0,9%
24 mois au cours des 36 derniers mois	Entre 50 et 55 ans	**6**	680	3,3%
	55 ans et plus	**7**	402	2,0%
		Total	20534	100,0%

Tableau 2

Nouvelle réglementation				
Durée d'affiliation	**Age**	**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**	2596	10,7%
8 mois au cours des 12 derniers mois	Moins de 50 ans	**3**	3081	12,7%
	50 ans et plus	**4**	24	0,1%
14 mois au cours des 24 derniers mois	Moins de 25 ans	**5**	3178	13,1%
	Entre 25 et 50 ans	**6**	13364	55,2%
	50 ans et plus	**7**	24	0,1%
27 mois au cours des 36 derniers mois	Moins de 50 ans	**8**	970	4,0%
	50 ans et plus	**9**	146	0,6%
		Total	24256	100%

Dans l'échantillon de l'ancienne réglementation, 77% des chômeurs appartiennent à la filière 4 alors que, dans la nouvelle, c'est la filière 6 qui est majoritaire, avec 55,2% des individus de l'échantillon. Nous décidons donc, dans ce qui suit, de ne conserver que ces deux filières car, d'une part, elles représentent les profils d'indemnisation les plus fréquents, et d'autre part, elles présentent des caractéristiques d'accès à l'indemnisation comparables.

Dans l'échantillon de la filière 4 de l'ancienne réglementation, il ne reste plus que quatre possibilités de profils d'indemnisation différents en fonction des droits à la prolongation en AB et en AFD. Nous nous limiterons à l'étude des individus qui ne bénéficient pas de prolongations. Il reste alors un échantillon d'individus dont le profil d'indemnisation potentiel est de 14 mois en allocation de base (AB) et

de 12 mois en allocation de fin de droits (AFD). Parmi ceux-ci, nous ne gardons 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 60,3% 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:

- nous observons 2 chômeurs pouvant atteindre le plancher au deuxième palier de dégressivité et de ce fait ne 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;
- 2 127 individus connaîtront au plus cinq chutes potentielles;
- et 3 614 individus 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, nous n'observons aucun chômeur ne pouvant connaître qu'une seule baisse du montant de l'indemnisation. Ces effectifs expliquent pourquoi nous limitons nos estimations aux sous-groupes de chômeurs pouvant connaître au moins trois chutes du montant de l'indemnité.

3.3. L'information sur les issues au chômage indemnisé

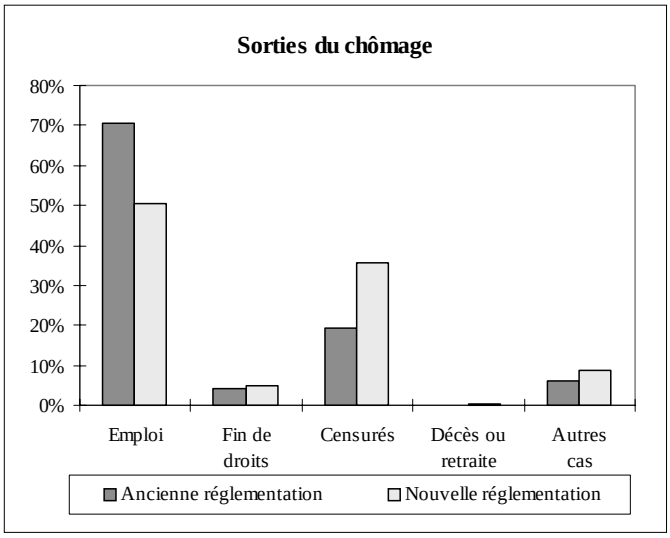
Le FNA contient une information sur le devenir des chômeurs qui percevaient l'AB ou l'AFD avant 1992, ou bien l'AUD après 1992. Cette information correspond à l'une des situations suivantes:

- 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 5. La fréquence des reprises d'emploi dans l'ancienne réglementation est supérieure à celle observée dans la nouvelle. A l'opposé, nous observons relativemnt plus de censurés dans la nouvelle réglementation. Ceci est partiellement dû à la fenêtre d'observation, qui est plus large pour l'ancienne réglementation (6 années) que pour la nouvelle (3 années).

Graphique 5



4. Le modèle statistique

4.1. 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 $\widetilde{T}_i$ la variable aléatoire représentant la durée effectivement observée. Par définition, $\widetilde{T}_i = \min(T_i, A_i)$. Donc $\widetilde{T}_i = T_i$ si l'individu retrouve un emploi et $\widetilde{T}_i = A_i$ dans le cas contraire.

Le temps est discrétisé et représenté par J intervalles notés $[I_{j-1}, I_j[$ avec $1 \leq j \leq J$. Ces intervalles sont d'amplitudes quelconques. Par ailleurs, nous initialisons le début de tous les épisodes de chômage à la date 0. Pour l'individu i de l'échantillon, nous notons k_i l'indice de la borne supérieure de l'intervalle au sein duquel il y a réalisation de $\widetilde{T}_i$. 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.

La fonction de hasard de base est supposée constante au sein de chaque intervalle $[I_{j-1}, I_j[$. On a donc

$$h_0(t) = \delta_j \text{ pour } t \in [I_{j-1}, I_j[\,,\ j = 1, \ldots J. \tag{4.1}$$

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

$$h\left(t \mid Z_{it}\right) = \delta_j \exp\left(Z_{it}\beta\right) \text{ pour } t \in [I_{j-1}, I_j[\tag{4.2}$$

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 $(Z_i)_j$ le vecteur $\{Z_{i1}, \ldots, Z_{ij}\}$.[3]

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

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

où

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

[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).

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 :

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

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 :

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

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

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^{N} \left[\Pr\left(T_i \in [I_{k_i-1}, I_{k_i}[\mid (Z_i)_{k_i}\right)\right]^{c_i} \left[\Pr\left(T_i \geq I_{k_i-1} \mid (Z_i)_{k_i-1}\right)\right]^{1-c_i} \quad (4.3)$$

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

Après transformation de l'expression (4.3), on obtient deux écritures possibles de la fonction de vraisemblance :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^{N} \left[\varphi\left(k_i - 1, k_i \mid (Z_i)_{k_i}\right)\right]^{c_i} \left[S\left(k_i - 1 \mid (Z_i)_{k_i-1}\right)\right]^{1-c_i} \quad (4.4)$$

ou encore:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^{N} \left[\lambda\left(k_i \mid (Z_i)_{k_i}\right)\right]^{c_i} S\left(k_i - 1 \mid (Z_i)_{k_i-1}\right) \quad (4.5)$$

Dans ces deux dernières expressions, on pose:

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

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

et

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

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

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^{N} \left[\alpha\left(k_i - 1 \mid (Z_i)_{k_i-1}\right) - c_i \times \alpha\left(k_i \mid (Z_i)_{k_i}\right)\right] \tag{4.6}$$

α étant une fonction définie par

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

4.2. Modèle avec hétérogénéité non observée

La prise en compte de l'hétérogénéité non observée sous la forme d'une composante individuelle non observée est l'un des principaux problèmes de spécification évoqués dans le champ de l'économétrie des modèles de durée. De nombreuses études montrent que l'omission d'une telle composante peut biaiser l'estimation des paramètres d'un modèle à hasards proportionnels, et en particulier celle de la fonction de hasard de base $h_0(t)$ (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 :

$$\begin{aligned} h(t \mid Z_{it}, \theta_i) &= h_0(t)\exp(Z_{it}\beta)\theta_i \\ &= \delta_j \exp\left((Z_i)_j \beta\right)\theta_i, \quad \forall\ t \in [I_{j-1}, I_j[\end{aligned} \tag{4.7}$$

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

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

la fonction de vraisemblance s'écrit sous la forme :

$$L(\beta, p) = \prod_{i=1}^{N}\left\{\int_0^{+\infty}\left[\varphi\left(k_i - 1, k_i \mid (Z_i)_{k_i}, \theta_i\right)\right]^{c_i}\left[S\left(k_i - 1 \mid (Z_i)_{k_i-1}, \theta_i\right)\right]^{1-c_i}\right\} g(\theta_i)d\theta_i \tag{4.8}$$

avec

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

et

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

Dans ces expressions,

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

est le hasard cumulé sur l'intervalle $[I_{j-1},I_j[$. Après intégration de (4.8), on obtient :

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

avec

$$\begin{aligned}\varphi\left(k_i-1,k_i \mid (Z_i)_{k_i}\right) &= \int_0^{+\infty}\varphi\left(k_i-1,k_i \mid (Z_i)_{k_i},\theta_i\right)g(\theta_i)d\theta_i\\ &= \left(1+\frac{1}{p}\sum_{j=1}^{k_i-1}H_{j,(Z_i)_j}\right)^{-p}-\left(1+\frac{1}{p}\sum_{j=1}^{k_i}H_{j,(Z_i)_j}\right)^{-p}\end{aligned}$$

et

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

A l'aide d'une ré-écriture équivalente à celle utilisée dans le cas sans hétérogénéité non observée, la fonction de vraisemblance devient

$$L(\beta,p)=\prod_{i=1}^{N}\left[\left(1+\frac{1}{p}\sum_{j=1}^{k_i-1}H_{j,(Z_i)_j}\right)^{-p}-c_i\times\left(1+\frac{1}{p}\sum_{j=1}^{k_i}H_{j,(Z_i)_j}\right)^{-p}\right] \qquad (4.9)$$

5. Résultats

5.1. Les taux de retour à l'emploi

Les tableaux 3 (réglementation 1986-1992) et 4 (réglementation 1993-1996) contiennent les estimations du modèle (4.5) sans hétérogénéité non observée. Dans ces estimations, nous supposons que la fonction de hasard de base (ou taux de sortie) est constante au sein de chaque mois de chômage. Plusieurs variables explicatives de conjoncture ont été envisagées. Le taux de chômage mensuel calculé par l'INSEE[4] s'est révélé peu significatif. Nous lui avons préféré 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. Les estimations reportées dans les tableaux 3 et 4 sont conduites tout d'abord sur l'échantillon total, puis en stratifiant l'échantillon en fonction des niveaux des salaires de référence (i.e. 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 justifiée par le fait que la chute d'indemnisation correspondant au passage de l'AB à l'AFD dans l'ancienne réglementation est d'autant plus forte que le salaire de référence est élevé; on peut donc s'attendre à ce que le taux de retour à l'emploi des chômeurs ayant les salaires de référence les plus élevés présente une spécificité au voisinage de cette chute importante. Dans le cas de la nouvelle réglementation, le nombre de chutes potentielles est fonction du salaire de référence.

Commençons par commenter 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 (premières colonnes des tableaux 3 et 4). Les résultats montrent que les caractéristiques individuelles des chômeurs indemnisés ont des effets différenciés dans les deux sous-périodes. Les 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 notre 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. Le fait de n'avoir

[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.

aucun diplôme de l'enseignement technique ou général diminue significativement le taux mensuel de retour à l'emploi; mais cet effet 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 diminue lorsque l'ancienneté dans le dernier emploi augmente; toutefois, 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.

Tableau 3 : Modèles de durée du chômage (période : 1986-1992)

VARIABLES	Echantillon total		Salaire : [4098, 6654F[		Salaire : [6654,9904F[		Salaire : [9904, 11905F[		Salaire : [11905, 44308F[	
Sexe et Age										
Homme, 25 à 40 ans	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
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										
Au moins un diplôme	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
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										
Licenciement économique	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
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										
Moins d'un an	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
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)										
1er quartile	Référence									
2ème quartile	0,081	(2,14)								
3ème quartile	0,096	(3,09)								
4ème 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 en moyenne	-2,110		-2,150		-2,090		-2,113		-2,028	
Nombre d'individus	10256		3286		4117		1056		1797	

Remarques : 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).

Tableau 4 : Modèles de durées du chômage (période 1993-1996)										
VARIABLES	**Echantillon total**		**3 chutes [4562, 7181F[**		**4 chutes [6126, 11434F[**		**5 chutes [8375, 13709F[**		**6 chutes [10101, 47006F[**	
Sexe et Age										
Homme, 25 à 40 ans	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
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										
Au moins un diplôme	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
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										
Licenciement économique	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
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										
Moins d'un an	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
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)										
1er quartile	Référence									
2ème quartile	0,2494	(6,00)								
3ème quartile	0,4077	(10,01)								
4ème 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	

Remarques : 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).

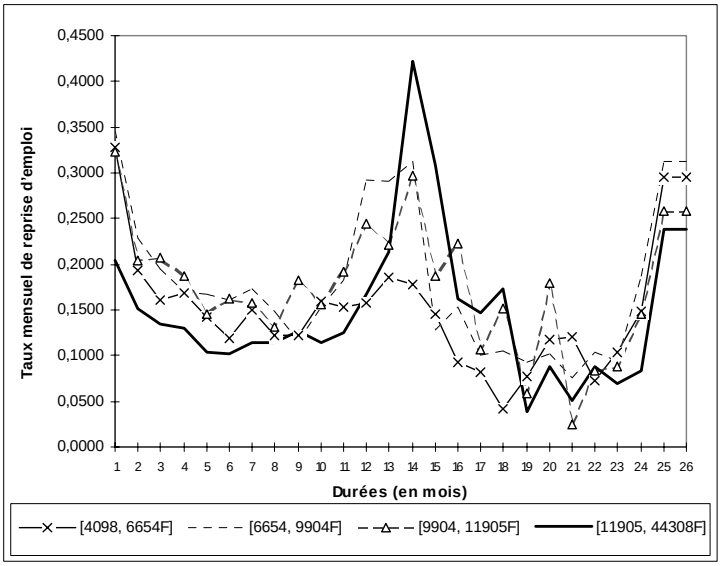
Les tableaux 3 et 4 ne contiennent pas les estimations des taux mensuels de retour à l'emploi, qui correspondent à la fonction de hasard de base $h_0(t) = \delta_j$ du modèle (4.1). Dans le cas de l'ancienne réglementation, j varie de 1 à 26 (26 correspondant à la durée potentielle maximale des périodes 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 6 pour l'ancienne réglementation, sur le graphique 7 pour la nouvelle. Sur le graphique 7, sont représentés les taux mensuels de retour à l'emploi du groupe de référence (hommes entre 25 et 40 ans, diplômés, ayant subi un licenciement économique et étant restés moins d'un an chez le dernier employeur) selon le nombre de paliers potentiels de dégressivité. 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 4), 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 4.

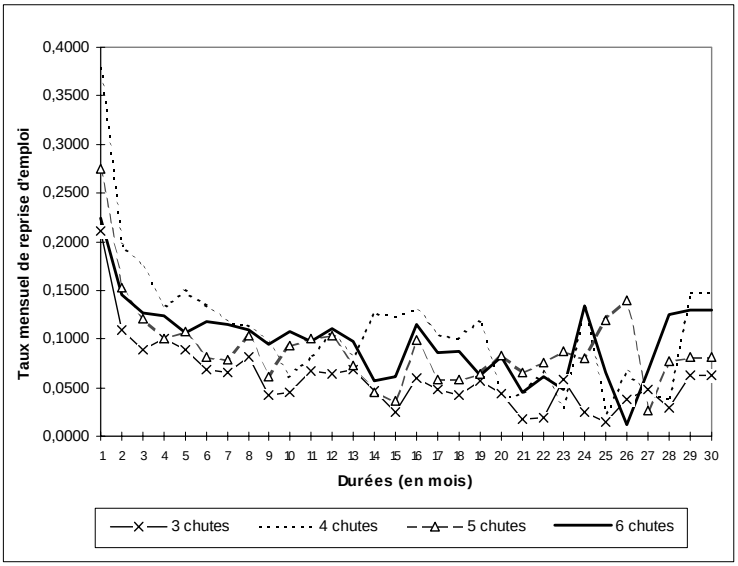
Pour faciliter la comparaison de l'ancienne réglementation avec la nouvelle, nous avons classé les chômeurs bénéficiant de l'ancienne réglementation en quatre classes de salaires de référence, ces classes correspondant approximativement (en francs constants de 1990) à celles qui définissent les nombres de chutes potentielles dans la nouvelle réglementation. Le graphique 6 représente les estimations des taux mensuels de retour à l'emploi du groupe de référence (cf. ci-dessus) dans chacune de ces quatre classes de salaire. Comme dans le cas de la nouvelle réglementation, ces estimations 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 3). Les estimations des paramètres associés aux variables explicatives introduites dans ces modèles stratifiés sont reproduites dans les colonnes 2 à 5 du tableau 3.

Le graphique 6 montre que, pour les chômeurs dont les salaires de référence sont les plus élevés, le taux de retour à l'emploi croît de manière spectaculaire à l'approche de la fin de la période d'AB (soit au 14ème de chômage indemnisé). 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. Jusqu'au 12ème mois de chômage, les taux de retour à l'emploi des chômeurs à hauts salaires de référence sont plus faibles que ceux des chômeurs à faibles salaires de référence. Dans l'ancienne réglementation, l'épuisement des droits potentiels à l'Allocation de Base était surtout le fait des chômeurs "à hauts salaires", ceux-là pouvant espérer retrouver plus facilement un emploi adéquat à l'issue de leur période d'indemnisation à taux plein et donc être plus sélectifs au cours des quatorze premiers mois de chômage. Cette hypothèse est d'autant plus plausible que la conjoncture macroéconomique du marché de l'emploi était favorable dans la seconde moitié des années quatre-vingt. Remarquons qu'au-delà du 16ème 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.

Graphique 6 : Taux de reprise d'emploi par tranches de salaire (1986-1992)



Graphique 7 : Taux de reprise d'emploi en fonction du nombre de paliers de dégressivité (1993-1996)



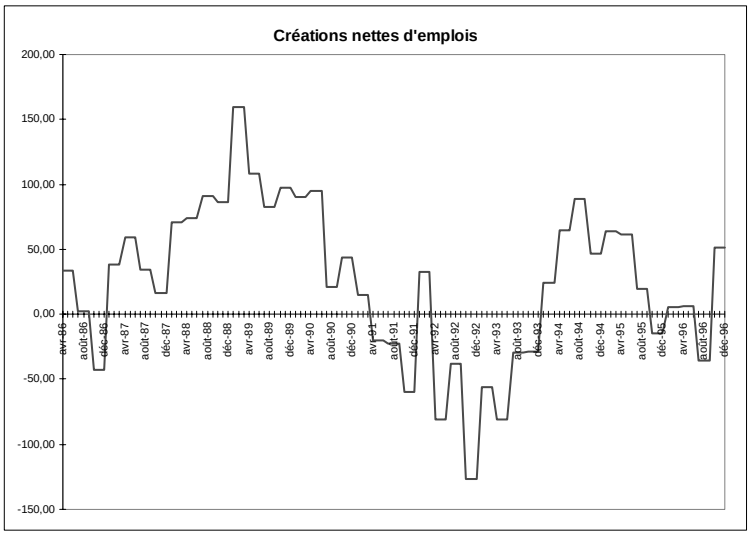
Le graphique 7 montre qu'après passage à l'AUD, les taux de retour à l'emploi ont été lissés. La remontée des taux mensuels entre le 12ème et 16ème mois n'est plus observée. Le taux de retour à l'emploi diminue avec le temps passé en chômage en tout début de période de chômage, puis se stabilise au-delà du 12ème 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 des chômeurs pouvant connaître au plus trois baisses du niveau de l'indemnité est légèrement plus faible que les taux des autres groupes.

5.2. L'influence de la conjoncture

Les tableaux 3 et 4 montrent que le nombre de créations nettes d'emploi a un effet très significatif sur le taux de retour à l'emploi. L'ampleur de cet effet est plus élevé encore dans la seconde période (1993-1996). Le taux de retour à l'emploi augmente avec le nombre de créations nettes d'emploi. Toutefois, dans la seconde période, le taux de reprise d'emploi des chômeurs "à bas salaires" n'est plus affecté par les variations du nombre d'emplois créés dans l'économie, alors qu'il l'était entre 1986 et 1992. Mais pour autant, on ne peut pas affirmer que l'effet des créations nettes d'emploi est significativement plus fort pour les chômeurs dont le salaire de référence est plus élevé. C'est certes le cas de 1986 à 1992, mais ce ne l'est plus dans la période suivante.

Les niveaux et les variations des créations nettes d'emploi ont été toutefois très différents au cours des deux sous-périodes considérées (voir Graphique 8). Les modèles de durée que nous avons estimés ne nous permettent pas d'inférer ce qu'auraient été les comportements de recherche et de reprise d'emploi des chômeurs indemisés bénéficiant de l'AUD entre 1993 et 1996 si, par exemple, ils avaient dû faire face à la conjoncture (i.e. 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 nous permettre de répondre de manière rigoureuse à cette question.

Graphique 8



Toutefois, et à titre de première analyse, nous pouvons à l'aide des estimations réalisées dans cet article 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 de référence bénéficiant de l'AUD. En d'autres termes, il s'agit d'utiliser les estimations des modèles de durée présentées dans le tableau 4 pour faire une simulation avec une variable de conjoncture dont les valeurs sont celles qui ont été observées dans la première sous-période. A l'opposé, nous pouvons 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 3 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. Les résultats de cet exercice sont représentés sur les graphes 9 et 10. Pour contraster les résultats, nous avons choisi de faire l'exercice pour des chômeurs dont les salaires de référence sont également bas (c'est-à-dire compris entre 4562 et 6126 Francs) ou hauts (compris entre 12363 et 44308 Francs) dans les deux réglementations. Les estimations des paramètres des modèles de durée sur ces quatre strates (deux groupes, deux réglementations) sont reportées dans le tableau 5 (Annexe C).

Les graphes 9 et 10 montrent à nouveau la disparition de la remontée du taux mensuel de sortie au voisinage du 14ème de chômage lors du passage à l'AUD (il faut ici comparer les courbes "AB/AFD, fev89-mar91" et "AUD, oct92-nov94"). De manière générale, on constate que les taux estimés avec l'application de l'AUD dans la période allant d'octobre 1992 à novembre 1994 sont les plus faibles. La contrepartie de ces deux phénomènes est que les probabilités de rester en chômage (i.e. les fonctions de survie) sont très supérieures dans le cas de l'AUD appliquée à la conjoncture d'octobre 1992 à novembre 1994. Les graphes montrent toutefois que l'influence de la conjoncture est plus sensible pour les chômeurs dont le salaire de référence est faible. Que se passe-t-il lorsque l'on "inverse" les conjonctures? L'exercice montre que si l'AUD avait été appliquée entre février 1989 et mars 1991 (courbe "AUD, fev89-mar91"), le taux mensuel 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 (courbe "AUD, oct92-nov94"). Ceci a pour corollaire une diminution de la fonction de survie en AUD qui, après application de cette première hypothèse, se rapproche de la fonction de survie en AB/AFD (il faut maintenant comparer les courbes "AB/AFD, fev89-mar91" et "AUD, fev89-mar91"). La fonction de survie sous l'hypothèse contrefactuelle (courbe "AUD, fev89-mar91") reste toujours supérieure. Si l'on fait l'exercice symétrique, à savoir appliquer l'AB/AFD à la conjoncture prévalant entre octobre 1992 et novembre 1994, on arrive à des conclusions relativement semblables, bien qu'en raison du profil particulier du taux mensuel de sortie en ancienne réglementation, la différence entre les courbes "AUD, oct92-nov94" et "AB/AFD, oct92-nov94" soit moins marquée en début de période de chômage et beaucoup plus forte au-delà du 14ème mois. Peut-on pour autant attribuer la différence à l'effet pur de la réglementation? Dans l'état d'avancement de notre recherche, une réponse prudente est de rigueur, et ce pour plusieurs raisons : premièrement, il n'est pas certain que les créations nettes d'emplois rendent compte à elles seules des variations de la conjoncture macroéconomique sur les 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.

5.3. Les effets de l'hétérogénéité non observée

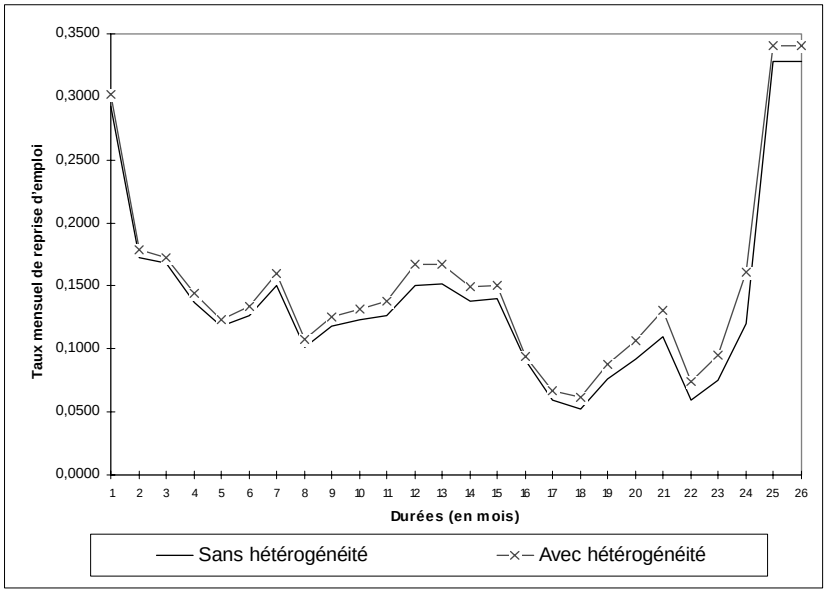
Jusqu'ici, les modèles estimés n'incorporaient pas de composante d'hétérogénéité individuelle non observée. L'omission d'une telle composante produit-elle des

estimations fortement biaisées? Pour le savoir, nous avons estimé le modèle avec hétérogénéité non observée (distribuée selon une loi de Gamma) sur deux strates de l'échantillon, à savoir 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 11 et 12 permettent de comparer les taux mensuels de retour à l'emploi estimés dans les modèles (4.2) et (4.7) respectivement avec et sans hétérogénéité non observée. Que ce soit dans le cas de l'ancienne réglementation (graphique 11) ou de la nouvelle (graphique 12), le profil du taux de reprise d'emploi est peu modifié.[6] 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.

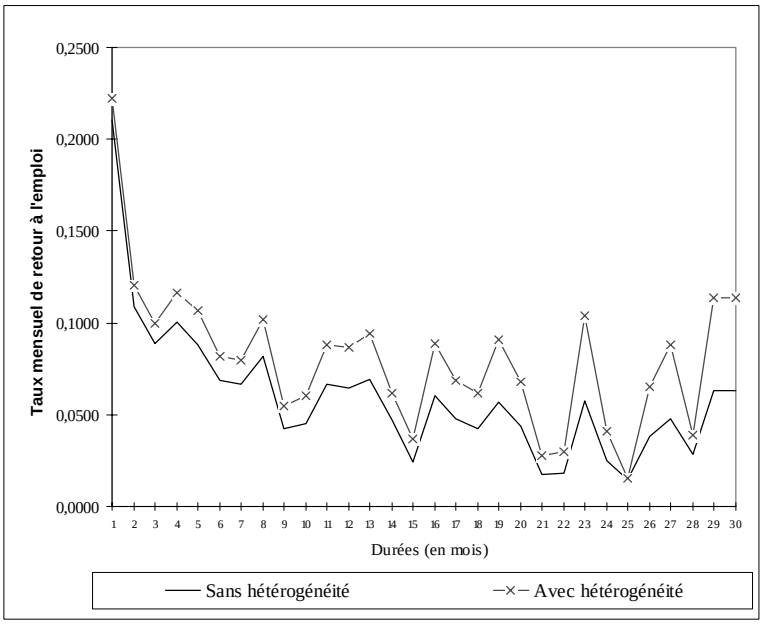
Ce résultat peut s'expliquer de deux façons. D'une part, nous pouvons considérer que nous avons sélectionné des strates relativement homogènes (mêmes classes de salaires de référence, mêmes nombres de baisses potentielles du montant de l'indemnisation). D'autre part, nous pouvons supposer qu'une loi gamma n'est pas pertinente. Pour le vérifier, nous pourrions choisir une forme plus flexible pour la loi du paramètre d'hétérogénéité non observée, par exemple en mettant en oeuvre l'estimateur 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 "*piecewise hasard*") 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, nous n'avons pas poursuivi pour l'instant cette voie de recherche.

[6] C'est aussi le cas pour les autres paramètres du modèle.

Graphique 11 : Taux de reprise d'emploi pour les individus à bas salaires dans l'ancienne réglementation (1986-1992)



Graphique 12 : Taux de reprise d'emploi pour les profils à trois chutes dans la nouvelle réglementation (1992-1996)



6. Conclusion

L'objectif de cette étude était de mettre en évidence l'impact de la dégressivité de l'indemnisation sur le taux de retour à l'emploi des chômeurs indemnisés en comparant deux systèmes réglementaires différents, celui en vigueur dans la période allant de 1986 à 1992, et le régime de dégressivité en place de 1993 à 1996. Pour cela, nous avons travaillé à partir de profils d'indemnisation types dans les deux réglementations. Dans l'ancienne réglementation (1986-1992), l'individu ne connaît qu'une chute du montant de l'indemnisation alors que, dans la nouvelle (1993-1996), le nombre de baisses successives varie en fonction du salaire de référence.

Pour l'ancienne réglementation, les résultats mettent en évidence l'existence d'un accroissement du taux de reprise d'emploi à l'approche de la chute d'indemnisation (passage de l'Allocation de Base -AB- à l'Allocation de Fin de Droits -AFD- au bout de quatorze mois). La probabilité de reprise d'emploi à l'approche de la fin de l'AB croît avec le niveau de salaire préalablement perçu par le chômeur. Pour ceux dont les salaires de référence sont les plus élevés, elle est multipliée par deux environ. Notre principal résultat, robuste à l'introduction d'une variable représentant la conjoncture macroéconomique et d'une hétérogénéité individuelle non observée, est que l'introduction de l'Allocation Unique Dégressive (AUD) a eu pour effet d'écrêter le taux mensuel de reprise d'emploi au voisinage du passage de l'AB à l'AFD. Notre étude montre également que l'écart estimé comme très significatif entre les probabilités de rester en chômage dans l'ancienne et la nouvelle réglementation est pour une grande partie imputable à la modification de la conjoncture macroéconomique. Subsiste une différence que l'on pourrait expliquer par la modification des profils temporels d'indemnisation. Avant d'être énoncée, une telle conclusion devrait être soumise à une investigation plus approfondie, portant tout à la fois sur la spécification du modèle de durée et sur l'estimation d'un modèle structurel de comportement.

References

[1] Atkinson, A.B., et Micklewright, J. (1991), "Unemployment Compensation and Labor Market Transition: a Critical Review", *Journal of the Economic Literature*, vol. 29, p. 1679-1727.

[2] Baker, M., et Melino, A. (2000), "Duration Dependance and Nonparametric Heterogeneity : A Monte Carlo Study", *Journal of Econometrics*, vol. 96, p. 357-393.

[3] 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, p. 683-713.

[4] Carling, K., Holmlund, B., et Vejsiu, A. (1999), "Do Benefits Cuts Boost Job Findings? Swedish Evidence from the 1990's", mimeo, Uppsala University.

[5] Fougère, D. (2000), "La durée du chômage en France", dans *Réduction du chômage : les réussites en Europe,* Rapport du Conseil d'Analyse Economique n°23*,* La Documentation Française, Paris, p. 239-259.

[6] 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, p. 271-320.

[7] Holmlund B. (1998), "Unemployment Insurance in Theory and Practice", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 100, p.113-141.

[8] Horowitz, J. (1999), "Semiparametric Estimation of a Proportional Hazard Model with Unorserved Heterogeneity", *Econometrica*, vol. 67, p. 1001-1028.

[9] Imbens, G. W. (1994), "Transition Models in a Non-Stationary Environment", *Review of Economics and Statistics,* vol. 76, p. 703-720.

[10] 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", *Economie et Prévision*, n° 2-3, pp. 189-206.

[11] Kalbfleisch, J.D, et Prentice R.L. (1973), "Marginal Likelihoods based on Cox's Regression and Life Model", *Biometrika, vol.* 60, p. 267-278.

[12] Katz, L., et Meyer B.D. (1990), "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Publics Economics*, vol. 41, p. 45-72.

[13] Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge University Press.

[14] Lancaster, T., et Chesher, A. (1983), "An Econometric Analysis of Reservation Wages", *Econometrica*, vol. 51, p. 1661-1675.

[15] Lippman, S.A., et Mc Call, J.J. (1976), "The Economics of Job Search : a Survey", *Economic Inquiry*, vol. 14, p. 155-367.

[16] Meyer B. (1990), "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, vol. 58, p. 757-782.

[17] 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, p. 1-11.

[18] Mortensen, D. (1977), "Unemployment Insurance and Job Search Decisions", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 30, p. 505-517.

[19] Narendranathan, W., et Nickell, S. (1985), "Modelling the Process of Job Search", *Journal of Econometrics*, vol. 28, p. 29-49.

[20] Prieto, A. (2000), "L'impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d'emploi.", *Revue Economique*, vol. 51, p. 523-534.

[21] Van den Berg G. (1990), "Nonstationarity in Job Search Theory", *The Review of Economics Studies*, vol. 57, p. 255-277.

Annexe A

Définition des filières dans l'ancienne réglementation (1986-1992)

Filière	Durée d'affiliation	Age	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 6 mois au cours des 12 derniers mois + 10 ans d'appartenance au Régime au cours des 15 dernières années	Moins de 50 ans	1 an et 2 mois	5 mois	1 an	4 mois	2 ans et 6 mois
5		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

Annexe B

Définition des filières dans la nouvelle réglementation (1993-1996)

Filière	Durée d'affiliation	Age	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

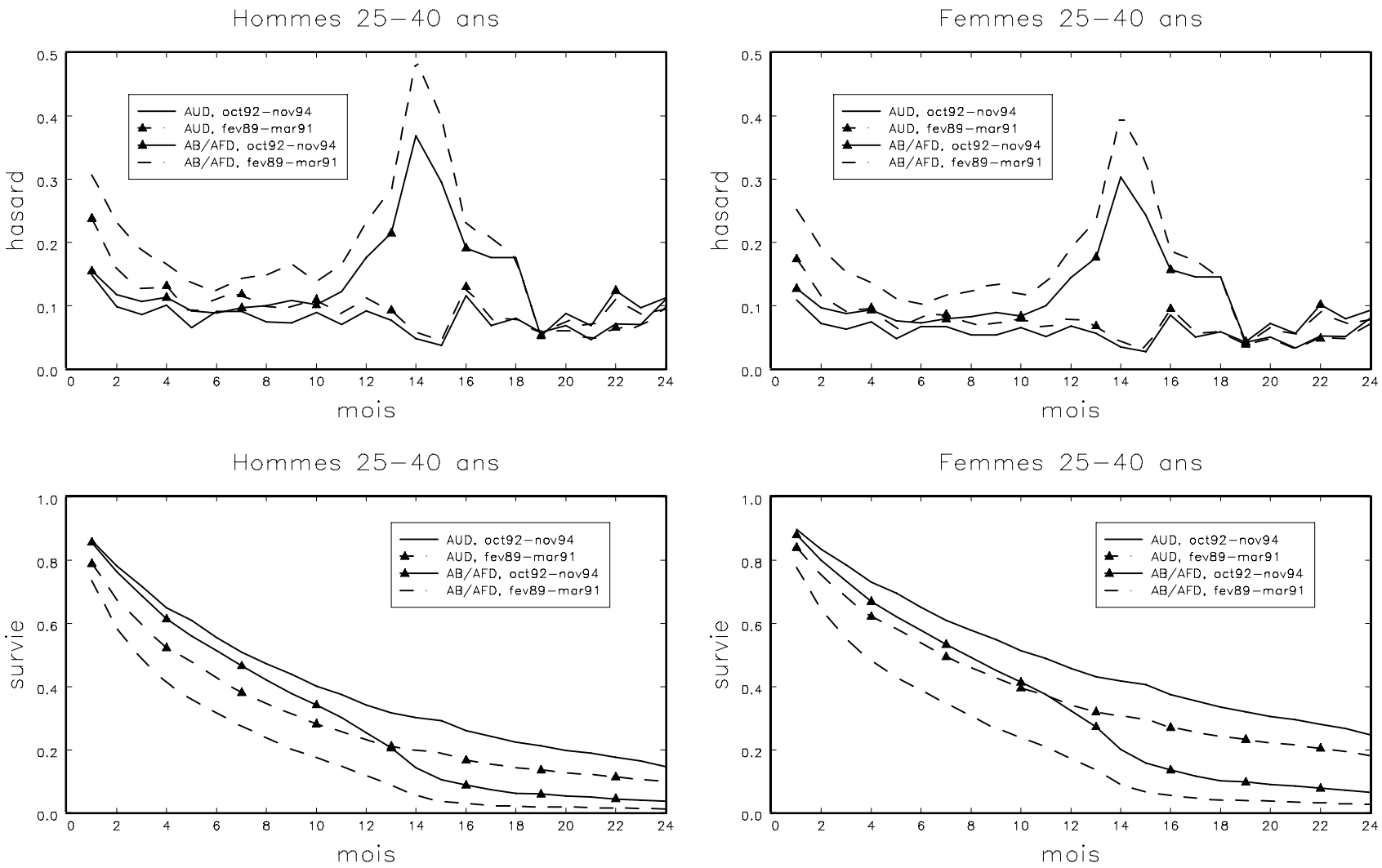
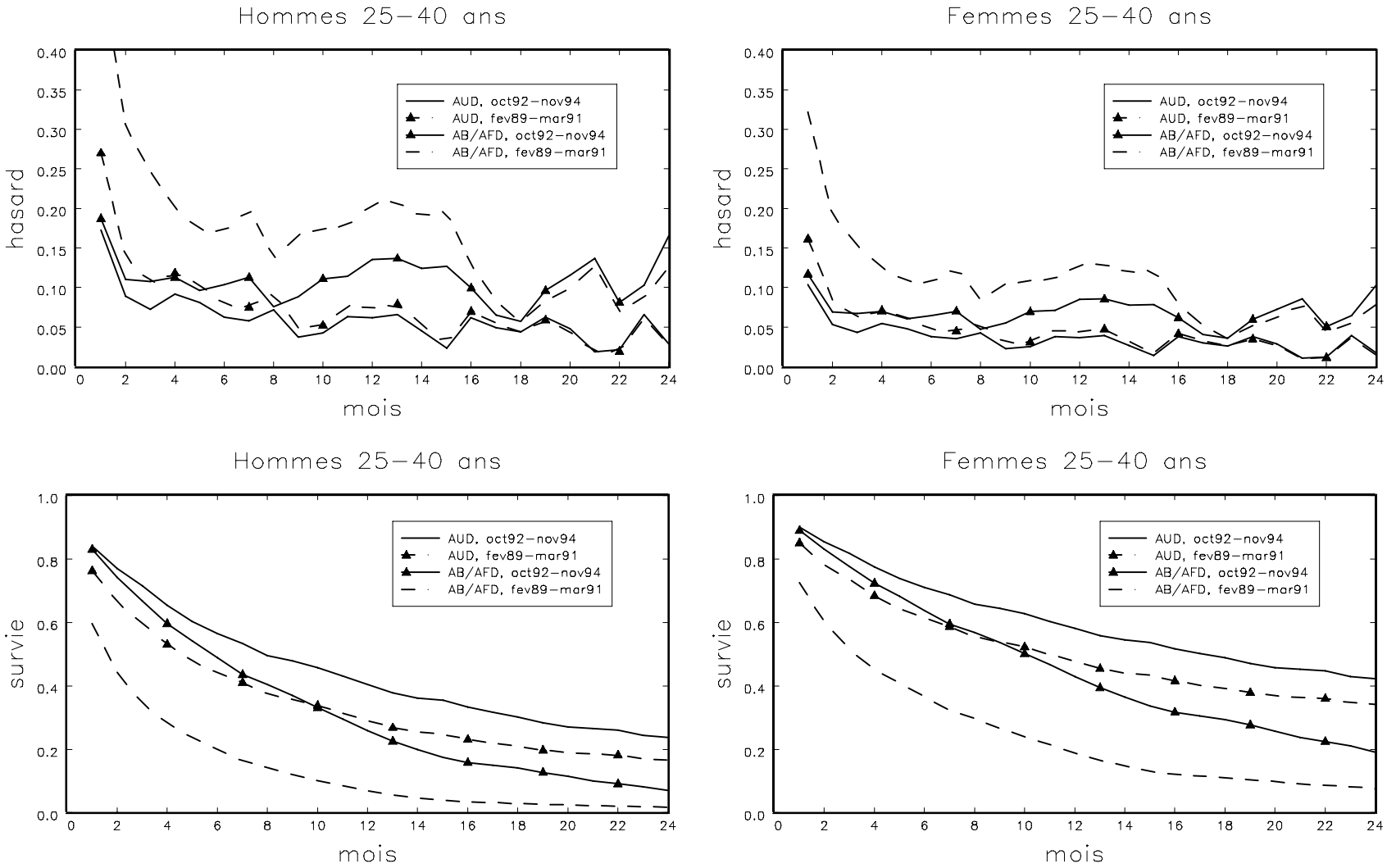
Annexe C

Tableau 5 : Modèles de durée de chômage pour les bas et hauts salaires dans l'ancienne et la nouvelle réglementation

	Ancienne réglementation				Nouvelle réglementation			
VARIABLES	**Bas salaires [4562, 6126 F[**		**Hauts salaires [12363, 44308 F[**		**Bas salaires [4562, 6126 F[**		**Hauts salaires [12363, 44308 F[**	
Sexe et Age								
Homme, 25 à 40 ans	Référence		Référence		Référence		Référence	
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	Référence		Référence		Référence		Référence	
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								
Licenciement économique	Référence		Référence		Référence		Référence	
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								
Moins d'un an	Référence		Référence		Référence		Référence	
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	2243		1660		1607		2071	

Remarques : 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 (1986-1996).

Graphes 9: Fonctions de hasard et de survie des durees de chomage des groupes de reference a hauts salaires



Graphes 10: Fonctions de hasard et de survie des durees de chomage des groupes de reference a bas salaires