



## **DOCUMENT DE RECHERCHE**

**EPEE**

**CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITE D'EVRY**

---

**Indemnisation du chômage et retour à l'emploi :  
un examen économétrique**

***Emmanuel DUGUET, Florent FREMIGACCI & Yannick L'HORTY***

**08 - 07**

# Indemnisation du chômage et retour à l'emploi : un examen économétrique

Emmanuel Duguet, Florent Frémigacci et Yannick L'Horty\*

## Résumé

Quel-est l'effet de l'indemnisation du chômage sur le retour à l'emploi ? Pour étudier cette question nous mobilisons une source de données originale, le segment D3 de l'Unedic, qui permet d'observer directement le montant des indemnités perçues par les demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE. Nos résultats suggèrent qu'une réduction des montants d'indemnisation n'augmenterait guère le retour à l'emploi des chômeurs. Nous montrons toutefois qu'il est possible d'agir sur deux autres leviers. Une moindre éligibilité à l'assurance chômage et des filières d'indemnisations plus courtes semblent effectivement être des moyens efficaces pour augmenter les sorties du chômage.

**Classement JEL** : J24, J38, J64, J65.

---

\* Université d'Evry Val d'Essonne, EPEE (EA 2177) , Centre d'Etudes de l'Emploi et TEPP (FR CNRS 3126)

## INTRODUCTION GENERALE

Une décennie de montée du chômage, puis deux décennies de persistance du sous-emploi à un niveau élevé ont posé avec force la question des effets de l'indemnisation du chômage sur le retour à l'emploi. Dès la fin des années soixante-dix, les premières critiques ciblaient la générosité des prestations en tant que facteur explicatif de l'allongement de la durée du chômage. Avec le développement des théories du *job search*, une vaste littérature va standardiser la construction d'un modèle de référence permettant de décrire la recherche d'emploi d'un chômeur. Sur la base de ce modèle, dont les versions les plus abouties ont été proposées par Mortensen (1986), ou Mortensen et Pissarides (1999), il est établi que le versement d'allocations élevées limite sérieusement les incitations à la recherche active d'un emploi.

Des vertus furent pour autant reconnues à l'indemnisation. Au-delà de sa fonction assurantielle, voire redistributive, elle permet d'améliorer les conditions de recherche effectives et favorise une meilleure adéquation de l'emploi retrouvé aux préférences et caractéristiques productives individuelles, évitant ainsi la récurrence des épisodes de chômage. Si une indemnisation trop forte réduit l'intensité du retour à l'emploi, une indemnisation trop faible le rend fragile, en dégradant la qualité des appariements sur le marché du travail. L'assurance chômage est alors pensée comme un levier actif pour favoriser la stabilité de l'emploi.

En bref, les effets de l'assurance chômage ne sont pas les mêmes sur la quantité et sur la qualité du retour à l'emploi. Face à de telles ambiguïtés de la théorie, les travaux empiriques se voient confier la responsabilité particulière d'administrer la preuve. Il leur revient de chiffrer en quelque sorte les termes d'un arbitrage entre quantité et qualité du retour à l'emploi. Dans ce contexte, une très vaste littérature appliquée s'est développée depuis la fin des années soixante-dix. Adoptant comme cadre de référence les théories du *job search* et l'économétrie des modèles de durée, les travaux appliqués vont mobiliser dans de nombreux pays les fichiers administratifs de l'assurance chômage pour en tester les effets sur le retour à l'emploi. Des dizaines d'études approfondies s'accumulent, avec une rigueur et une sophistication croissante dans le traitement des données et les techniques d'investigation, jusqu'à constituer l'un des plus vastes ensemble de travaux empiriques jamais réalisés en économie sur une même plateforme thématique et méthodologique.

La conclusion est globalement sans appel : une indemnisation généreuse allonge la durée de la recherche d'emploi. On peut discuter les limites à la généralité d'un tel résultat et l'ampleur des effets, mais compte tenu du volume et de la qualité des travaux accumulés, il n'y a guère de doute sur le signe de ces effets. Les conséquences sont lourdes : les systèmes d'indemnisation ont une part de responsabilité dans la persistance du chômage dont ils sont les assureurs.

Ces résultats convergents vont d'ailleurs être instrumentés par certains gestionnaires des régimes d'indemnisation pour appuyer leurs projets de réformes. Certes, il est vrai qu'en pratique, ces projets semblent plus fréquemment motivés par l'équilibre conjoncturel et financier des régimes sociaux que par les conclusions des évaluations

structurelles et économiques, qui ne sont le plus souvent utilisées que comme des arguments d'arrière plan. Il n'en reste pas moins que le terrain de l'indemnisation du chômage est l'un des plus parcouru par les économètres et que les conclusions de leurs travaux vont animer les débats de politique économique très au-delà de ce champ particulier.

Pour les politiques de lutte contre le chômage et plus généralement pour toute l'action publique dans le domaine sociale, l'enjeu est en effet de taille. Les remises en cause de l'assurance chômage s'inscrivent dans un ensemble plus vaste de stratégies d'activation de la protection sociale. L'idée est qu'au-delà de leur rôle redistributif et assurantiel, les transferts sociaux peuvent aussi favoriser l'emploi. Au moins pourrait-on éviter que la protection sociale ne pénalise le retour à l'emploi en construisant des pièges à inactivité et des trappes à pauvreté. De ce point de vue, les débats sur les effets de l'assurance chômage ont pour enjeu véritable la réforme de la protection sociale dans toutes ses dimensions. Estimer les effets incitatifs d'un régime d'assurance chômage, connaître l'élasticité prix de l'offre de travail, devient un enjeu crucial pour la pérennité des systèmes de sécurité sociale tout entiers.

Ne nous trompons pas, les discussions techniques sur l'économétrie de l'indemnisation du chômage sont des débats d'avant-garde. Ils préparent des discussions plus vastes sur la nature du modèle social français ou européen. Les discussions sur l'assurance chômage sont très liées à celles qui portent sur les minima sociaux et le retour à l'emploi, les unes et les autres étant reliées aux débats sur la sécurité sociale. L'issue de telles discussions intéressent à la fois les réformateurs et les conservateurs de la protection sociale.

Dans ce contexte, l'objet du présent rapport de recherche est de proposer de nouvelles estimations économétriques des effets de l'indemnisation sur les sorties du chômage. Après un survol extensif de la littérature appliquée (première partie), nous mobilisons les données du fichier historique statistique de l'ANPE (FHS) pour tenter de construire de nouveaux faits stylisés sur la durée du chômage (deuxième partie) avant de proposer des estimations fines des effets de l'indemnisation sur le retour à l'emploi (troisième partie).

Comme l'ensemble des études appliquées dans ce champ particulier, ce travail s'appuie implicitement sur un cadre de *job search* et sur l'économétrie des modèles de durée. Une originalité est de mobiliser le fichier de l'indemnisation des chômeurs, le segment D3 de l'Unedic, qui est apparié avec le FHS de l'ANPE. Avec ces sources statistiques, on dispose à la fois d'informations sur les trajectoires des chômeurs vis-à-vis du retour à l'emploi et d'informations extensives sur leur niveau d'indemnisation. Il ne s'agit pas ici de proposer à proprement parler une évaluation du système d'indemnisation et de ses réformes, telle que la mise en œuvre du Plan d'Aide au Retour à l'Emploi en 2001. Il s'agit plus modestement de discuter un ensemble de résultats qui sont susceptibles d'éclairer les effets des choix collectifs en matière d'indemnisation du chômage.

Le propos de cette introduction générale est de présenter de façon résumée les principales conclusions de ce travail de recherche. Nous reprenons l'ordre d'exposition du rapport, en abordant en premier lieu la synthèse de littérature avant de présenter les faits stylisés et les résultats de nos nouvelles estimations.

## Un cadre théorique de référence

Si l'on survole la littérature appliquée consacrée aux effets de l'indemnisation du chômage sur le retour à l'emploi, on est immédiatement frappé par deux constats. Premièrement, il y a un nombre considérable de travaux économétriques appliqués qui ont été consacrés à cette question : plus d'une centaine de références peuvent être données. Deuxièmement, cette littérature prend explicitement ou implicitement les théories de la recherche d'emploi comme cadre théorique unique. La multiplicité des travaux appliqués va donc de pair avec une grande homogénéité théorique.

L'existence d'une telle unité analytique est à la fois un avantage et un inconvénient. D'un côté, elle facilite la production d'un langage commun pour la modélisation des comportements individuels d'offre de travail, avec des paramètres estimés qui possèdent une interprétation économique explicite et non équivoque. Elle permet ainsi une véritable accumulation de connaissances qui atteint dans ce champ particulier un degré très élevé.

D'un autre côté, l'uniformité de point de vue qui en découle n'est guère propice à l'innovation radicale dans les technologies de modélisation des comportements des chômeurs et ne facilite pas non plus la production de nouveaux faits empiriques. L'échafaudage d'hypothèses sur lequel repose ces modèles leur confère une certaine rigidité. La levée même partielle de l'une des hypothèses peut rendre complexe la résolution du modèle standard et rendre impossible l'obtention d'une spécification fondée pour un modèle structurel. C'est pourquoi les études appliquées préfèrent généralement considérer des modèles sous forme réduite.

Au-delà de ces avantages et inconvénients externes, on doit noter que les modèles de *job search* s'inscrivent en rupture relativement à l'approche traditionnelle de l'offre de travail qui repose sur les préférences individuelles et l'arbitrage entre travail et loisir et qui ne parvient pas à modéliser l'existence de chômage (l'agent est inactif ou employé). L'apport des modèles de recherche d'emploi est d'intégrer l'existence d'un système d'assurance chômage en raisonnant dans un environnement incertain.

Dans le cadre analytique le plus standard, une hausse des allocations chômage ne modifie pas la probabilité instantanée de recevoir une offre d'emploi, mais elle modifie la probabilité de l'accepter en augmentant le salaire de réservation du chômeur. La probabilité instantanée de sortie du chômage, ou taux de hasard, ne dépend pas du temps passé dans cet état et est constante au cours du temps. En revanche, la durée moyenne du chômage est sensible à la probabilité de recevoir une offre d'emploi et au salaire de réservation qui augmente suite à une hausse des allocations.

Bien que ces modèles explicitent les comportements individuels d'offre de travail, ils représentent les régimes d'assurance-chômage de façon très approximative. Le système d'indemnisation du chômage est analysé le plus souvent comme un système inconditionnel qui offre à tous les chômeurs une seule aide forfaitaire, constante et limitée dans le temps. Il est résumé par le taux de remplacement sans considérer la variabilité spatiale et temporelle de cet indice. Ces modèles reposent donc sur une représentation extrêmement simplifiée des systèmes d'assurance-chômage. En outre, la demande de travail est généralement absente du cadre de *job search*. Ce n'est pas leur propos, mais la conjoncture peut elle aussi affecter les sorties du chômage, indépendamment de la logique guidant les comportements individuels d'offre de travail. Plus généralement, il paraît souhaitable d'assortir l'évaluation

microéconomique d'un diagnostic macroéconomique afin de contrôler les modifications potentielles de l'environnement des agents.

### **Des résultats empiriques convergents**

La générosité d'un système d'indemnisation chômage met en jeu au moins trois ensembles de paramètres différents : l'éligibilité au système (en France, moins d'un chômeur sur deux est indemnisé par l'assurance chômage) ; le montant des indemnisations ; la durée de l'indemnisation, plus ou moins longue. En général, les études appliquées ne portent que sur une seule de ces trois dimensions.

Conformément aux prédictions de ces modèles, une majorité d'études appliquées conclut à l'existence d'une relation positive entre le niveau d'indemnisation et la durée moyenne du chômage. L'élasticité correspondante est généralement comprise entre 0.1 et 1.0. Certains de ces travaux mettent également en évidence des effets différenciés selon l'âge, le sexe ou la durée passée dans cet état (Nickell (1979), Narendranathan, Nickell et Stern (1985), Jenkins et García-Serrano (2000), Røed et Zhang (2003)). Moins fréquemment, la situation conjoncturelle de référence apparaît, elle aussi, susceptible d'influencer la durée de chômage (Moffitt (1985), Arulampalam et Stewart (1995), Røed et Zhang (2003)). Enfin, l'étude de Tatsiramos montre qu'une indemnisation généreuse peut améliorer sensiblement la stabilité de l'emploi occupé par la suite. Tous ces résultats sont assez sensibles à la spécification économétrique retenue (formulation du hasard de base, traitement de l'hétérogénéité inobservée, introduction de régresseurs variant dans le temps, type d'estimation mises en oeuvre...). Ils sont également sensible à la manière dont le taux de remplacement est mesuré (Atkinson et al. ; 1984).

L'augmentation de la durée potentielle d'indemnisation se traduit elle aussi par un allongement des durées chômées et l'on assiste à une forte augmentation de la probabilité de sortie du chômage à l'approche de la fin des droits compensatoires. Quelques études mettent d'ailleurs en évidence une plus grande sensibilité des comportements d'offre de travail à un changement des durées potentielles d'indemnisation plutôt qu'à une modification du ratio de remplacement (Katz et Meyer (1990), Lalive, Van Ours et Zweimüller (2004)). Les travaux mentionnent en outre l'existence d'effets différenciés selon l'âge ou le sexe des individus (Winter-Ebmer (1998), Joutard et Ruggiero (1994, 1996 ; Dormont, Fougère et Prieto (2001)). Le profil de l'indemnisation dans le temps est également susceptible d'influencer les taux de sortie du chômage (Dormont, Fougère et Prieto, 2001). Les modèles à risques concurrents de Winter-Ebmer (1998) et Addison et Portugal (2003) soulignent l'intérêt de distinguer plusieurs états de sortie pour l'évaluation de l'impact réel de l'indemnisation sur le retour à l'emploi. Il importe, enfin, de tenir compte de la situation du marché du travail sous peine de surestimer l'effet causal de la durée d'indemnisation (Card et Levine (2000), Lalive et Zweimüller (2002)).

Dans l'ensemble, les études appliquées confirment les prédictions théoriques des modèles de recherche d'emploi. Les sorties du chômage sont sensibles aux sanctions monétaires. L'analyse des dispositifs d'accompagnement atteste, quant à elle, des vertus incitatives des aides personnalisées et des autres incitations non monétaires qui permettent de réduire la durée des périodes de chômage indemnisé. A cet égard, la contribution de Crépon, Dejemeppe et Gurgand (2005) s'illustre par la mise en

évidence de l'aptitude des prestations d'accompagnement à réduire la récurrence des périodes chômées.

Il reste que ces travaux partagent une limite commune. En pratique, l'indemnisation du chômage recouvre une grande variété de dispositifs. Dans le cas de la France, il existe aujourd'hui 4 grandes filières qui diffèrent par leurs conditions d'éligibilité, de durabilité et de montant d'indemnisation. Même si le système a fait l'objet de nombreuses simplifications, il ne saurait être convenablement résumé au travers d'un simple taux de remplacement, qui rapporte le montant moyen des indemnités à celui des salaires. Surtout, l'exemple des réformes françaises illustre la complexité des mécanismes en oeuvre. En pratique, les réformes des systèmes d'indemnisation du chômage mixent des changements de l'éligibilité, de la générosité et de la pérennité, tout en agissant également sur des leviers non monétaires (accompagnement, contrôle...). Les évaluations empiriques ne considèrent pas tout ces éléments mais se concentrent le plus souvent sur un seul.

### **Un nouveau contexte institutionnel**

Le premier déterminant de la réforme des systèmes d'indemnisation ne réside sans doute pas dans les résultats des travaux économiques appliqués. C'est surtout la persistance du chômage à un niveau élevé et l'allongement de sa durée moyenne qui ont nécessité l'adaptation des systèmes d'indemnisation. En France comme dans de nombreux pays européens, la recherche d'un équilibre financier pérenne a conduit les partenaires sociaux, gestionnaires des régimes d'assurance chômage, et l'Etat, qui pilote le volet solidarité, à multiplier depuis trente ans les adaptations paramétriques et non paramétriques des régimes d'indemnisation. Signalons la réforme de 1982 qui avait instauré des filières dépendantes de la trajectoire d'emploi antérieure, celle de 1984 qui avait séparé l'assurance et la solidarité ou encore, la réforme de 1992 qui a instauré l'allocation unique dégressive tout en réduisant les durées d'indemnisation et en accentuant la dégressivité.

Relativement à cette tendance longue, la mise en oeuvre du Plan d'Aide au Retour à l'Emploi en juillet 2001 constitue une véritable rupture. L'abandon de la dégressivité, qui entraînait une baisse des allocations de 8 %, 15 % ou 17 % tous les 6 mois selon les filières d'indemnisation, est la première réforme du régime d'assurance chômage depuis 1974 qui ait été dans le sens d'un renforcement significatif des montants d'indemnisation versés aux chômeurs. Toutefois, cette réforme comme les précédentes, a été dictée avant tout par des considérations d'équilibres financiers des régimes, davantage que par des considérations sur l'efficacité de l'activation des dépenses passives. C'est l'embellie conjoncturelle de la deuxième moitié des années quatre-vingt et la baisse d'un tiers du nombre de chômeurs qui a rendu possible cette rupture de politique d'indemnisation.

Comparés à toutes ces réformes, les deux durcissements des conditions d'indemnisation du chômage qui ont été programmés depuis 2002, dans un contexte conjoncturel dégradé, paraissent peu prononcés <sup>1</sup>. Le premier durcissement porte sur

---

<sup>1</sup> Sans évoquer la situation particulière des intermittents du spectacle.

le régime d'assurance chômage et est la conséquence de l'accord des partenaires sociaux du 20 décembre 2002 (signé, côté salariés, par la CFDT, la CGE-CGC, et la CFTC). Au sein de l'Allocation au Retour à l'Emploi, qui remplace l'Allocation Unique Dégressive, le nombre de filières ouvrant droit à l'indemnisation est passé de 8 à 4, impliquant une réduction de 7 mois de la durée moyenne d'indemnisation. Ce changement est intervenu à compter du 1<sup>er</sup> janvier 2003. Un an plus tard, on dénombrait 200 000 entrées supplémentaires dans l'Allocation de Solidarité Spécifique (ASS).

**Tableau. Les filières d'indemnisation du chômage avant et après 2003**

Filière 2002	Durée d'affiliation	Condition d'âge	Durée total des droits	Filières 2003	Durée total des droits
1	4 mois au cours des 18 derniers		4 mois	A- 6 mois au cours des 22 derniers mois	7 mois
2	6 mois au cours des 12 derniers		7 mois		
3	8 mois au cours des 12 derniers	Moins de 50 ans	15 mois		
4		50 ans ou plus	21 mois		
5	14 mois au cours des 24 derniers	Moins de 50 ans	30 mois	B – 14 mois au cours des 24 derniers mois	23 mois
6		50 ans ou plus	45 mois		
7	27 mois au cours des 36 derniers mois	50-54 ans	45 mois	C- Pour les plus de 50 ans : 27 mois au cours des 36 derniers mois	36 mois
8		55 ans ou plus	60 mois	D – Pour les plus de 57 ans : 27 mois au cours des 36 derniers mois	

Le second durcissement devait avoir lieu au sein du régime de solidarité avec la réforme de l'ASS qui relève quant à elle d'une action du Gouvernement. Il avait été projeté d'instaurer une limite temporelle pour le bénéfice de l'allocation qui était auparavant renouvelée tous les six mois dès lors que le chômeur continuait à remplir les conditions pour en bénéficier. Cette limite aurait été fixée à deux ans pour les nouveaux entrants et à trois ans pour tous les bénéficiaires à partir de juillet 2003, sauf pour les dispensés de recherche d'emploi. La conséquence attendue de ce durcissement est le déversement vers le Rmi des chômeurs qui n'auront pas trouvé d'emploi. Cette réforme a néanmoins été suspendue depuis le 1<sup>er</sup> avril 2004.

Même si le mouvement n'a pas été coordonné, ces changements de l'indemnisation du chômage sont cohérents avec les modifications des incitations monétaires au retour à l'emploi : revalorisations du salaire minimum, réformes de la prime pour l'emploi et mise en œuvre du RMA, réduction des incitations au retrait d'activité pour les seniors avec le recul des préretraites. Ils s'inscrivent ainsi dans un

déploiement plus vaste des incitations monétaires, qui va lui-même de pair avec l'accroissement des incitations non monétaires au retour à l'emploi, au travers notamment de la mise en place des PAP, de la décentralisation du RMI et d'innombrables initiatives locales des acteurs concernés par les différentes dimensions de l'accompagnement des chômeurs (dans les Agences Locales pour l'Emploi, les services municipaux, les actions des conseils généraux et régionaux, les efforts des associations et des groupes de chômeurs).

La logique de l'incitation fournit la bonne clef d'interprétation de l'ensemble des changements dans les politiques publiques qui ont affecté les bas revenus ces dernières années. La panoplie des mesures incitatives n'aura probablement jamais été aussi complète. On décourage désormais l'immobilité des chômeurs peu qualifiés tout en valorisant leur retour à l'emploi, à l'aide d'une combinaison de subventions permanentes et de subventions temporaires, qui peuvent être données à l'individu et à son employeur. Pour qualifier cet ensemble massif d'incitations données simultanément à l'offre et à la demande de travail, on peut parler d'une « nouvelle politique de l'emploi ».

Il nous semble que ce nouveau contexte pose en des termes renouvelés la question des effets des changements de l'indemnisation du chômage sur le retour à l'emploi. Il ne s'agit plus seulement de disposer d'estimations permettant de discuter la portée et les limites de l'activation des dépenses passives. Il s'agit surtout d'évaluer sur le terrain particulier de l'indemnisation du chômage ce qui est devenu une stratégie globale pour l'emploi. Le déploiement des politiques incitatives est tel, en France comme dans tous les pays européens, qu'il rend indispensable une évaluation rigoureuse de leurs effets sur l'emploi. L'indemnisation du chômage est devenue en quelque sorte un terrain particulier pour évaluer les politiques incitatives, de portée beaucoup plus générale.

Ce constat est également une source de complication nouvelle pour l'estimation de l'impact des changements dans l'indemnisation du chômage. En effet, les réformes de ces dernières années qui ont renforcé les désincitations monétaires au refus d'emploi ont souvent coïncidé avec un renforcement des incitations non monétaires à l'acceptation des emplois par les chômeurs, avec notamment la contractualisation de la recherche d'emploi associée à la diffusion des PAP. La difficulté nouvelle est de faire la part des choses, d'identifier les contributions respectives de chaque choc, voire de la combinaison des chocs. Il y a là un problème économétrique classique, et aussi un problème théorique original, dans la mesure où l'on connaît mal les effets combinés d'incitations monétaires et non monétaires déployées simultanément.

### **Indemnisation et sorties du chômage : des faits ...**

Après le survol de littérature, la seconde partie de ce rapport est consacrée à une exploitation descriptive du fichier historique statistique (FHS) de l'ANPE et du fichier d'indemnisation de l'Unédic, le segment D3. On suit le parcours de sortie du chômage de deux cohortes d'une année de chômage, en 2001-2002 et en 2003, en mobilisant plusieurs indicateurs de retour à l'emploi, de façon à produire des résultats robustes au type d'indicateur retenu.

On explore l'effet apparent de l'indemnisation en mobilisant les estimateurs de Kaplan-Meier qui expriment à chaque date les chances de sortir du chômage. Il

apparaît que le rythme des sorties du chômage diffèrent fortement selon les filières d'indemnisation. En outre, on observe pour plusieurs filières des pics de sortie qui précèdent les durées limites d'indemnisation. Ces pics sont érodés lorsque l'on exclue les sorties temporaires et/ou les radiations administratives, même s'ils restent assez perceptibles.

### **...aux estimations économétriques**

Dès lors que l'on contrôle l'influence de l'ensemble observables dans les sources administratives, deux types d'approches sont utilisables. Dans un premier temps, on estime des modèles paramétriques de durée à la Weibull. Cette approche permet de prendre en compte les phénomènes de censure à droite, qui se présentent lorsqu'un demandeur n'a toujours pas retrouvé un emploi au 31 décembre 2004. Dans un deuxième temps, on utilise une estimation à la Rubin qui fournit l'avantage de ne pas se donner de présupposés concernant la forme des relations entre indemnisation et durée.

Ces estimations montrent que les chômeurs indemnisés, quelle que soit leur filière d'indemnisation ont des chances de sortir du chômage plus faibles et un risque de durée plus longue, toutes choses observables égales par ailleurs. Les filières dont la durée des droits est la plus longue (C et D), sont celles qui ont également les risques de durées de chômage les plus élevées, *ceteris paribus*. Cela est vérifié pour toutes les définitions et toutes les conventions de traitement des absences au contrôle. La différence est cependant la plus nette lorsque l'on prend en compte seulement les sorties de plus de six mois. Le résultat est conservé avec d'autres indicateurs de la générosité du système d'indemnisation, en considérant le montant du salaire journalier de référence ou le taux de remplacement.

Un chômeur non indemnisé risque en moyenne de demeurer 7,1 mois au chômage avant de sortir des listes de l'ANPE. Un chômeur indemnisé au titre des filières 1 et 2 dont les caractéristiques individuelles seraient identiques, risque de demeurer dans le chômage sans sortir des listes pendant 9,4 mois, soit 2,3 mois de plus. Etre indemnisé dans une filière plus généreuse (filières 3 et 4) se traduit par une hausse de la durée de 2,7 mois. Les différences entre les chômeurs indemnisés et non indemnisés, d'une part, et selon la filière d'indemnisation d'autre part, sont donc très importantes. C'est le cas pour les deux définitions des sorties et les deux conventions de traitement des absences au contrôle.

Si les effets de filières sont donc prépondérants, l'impact du montant de l'indemnisation est quant à lui moins net. Il est surtout significatif dans le passage du neuvième au dixième décile des montants d'indemnisation. Les 10 % de chômeurs les mieux indemnisés, qui risquent de connaître une durée de chômage deux fois plus forte que celle des chômeurs non indemnisés, ont une durée qui est de 10 à 30 % plus élevée que celle des chômeurs du neuvième décile. Cela reste vrai que l'on prenne en compte ou non les sorties temporaires du chômage et que l'on considère l'ensemble des sorties de liste ou seulement les reprises d'emploi. Entre le premier et le neuvième décile, il n'y a guère de différence et il en va même si l'on considère le taux de remplacement plutôt que le salaire journalier de référence comme indicateur de la générosité de l'indemnisation du chômage.

Au total, au sein des trois paramètres qui définissent la générosité d'une indemnisation, l'éligibilité et la durée exercent un effet puissant sur la sortie du

chômage et le retour à l'emploi. C'est moins vrai du montant de l'indemnisation, que celui-ci soit mesuré en Euros ou en pourcentage, sauf aux déciles extrêmes. Un montant très élevé d'indemnisation pénalise la sortie du chômage, mais ce n'est pas le cas d'une hausse du montant d'indemnisation dans le cas général. Changer de décile de montant d'indemnisation a très peu d'impact sur les sorties du chômage.

## Un survol de littérature

D'un point de vue théorique, l'indemnisation du chômage produit des effets ambigus sur les chances de retour à l'emploi. D'un côté, une indemnité faible peut inciter les chômeurs à redoubler leurs efforts de recherche d'emploi. D'un autre côté, elle peut inciter aussi les chômeurs à accepter des emplois de mauvaise qualité. En l'absence d'une réponse théorique bien établie, les travaux appliqués vont jouer un rôle central.

Si l'on observe sans *a priori* la littérature économique appliquée qui traite des effets de l'indemnisation du chômage sur l'intensité du retour à l'emploi, on est frappé par deux constats. Le premier est l'abondance des études qui ont abordé ce type de question. On peut recenser plus d'une centaine de travaux empiriques qui ont procédé à des tentatives d'estimation des effets de l'indemnisation du chômage sur sa durée. Le second est la grande homogénéité des approches et des résultats. Ces travaux s'appuient sur un cadre théorique uniforme, celui des modèles de *Job search*, mobilisent des techniques économétriques homogènes, celles des modèles de durée, et parviennent à des résultats convergents, en indiquant globalement qu'une indemnisation du chômage trop généreuse réduit les chances du retour à l'emploi et augmente la durée du chômage. Se faisant, ces travaux vont partager les mêmes limites.

L'objet de cette première partie est de passer en revue les principaux résultats de ces travaux empiriques. Puisque la plupart des études micro-économétriques sur ce champ se réclament implicitement de la théorie du *job search*, il nous semble nécessaire de présenter, dans un premier temps, les propriétés de ce type de modèles. Cela nous permettra d'introduire quelques références théoriques nécessaires à l'interprétation des résultats des études appliquées. Cela fournira, par ailleurs, quelques clés utiles pour la modélisation.

La seconde section sera consacrée à la présentation des résultats des travaux appliqués. Nous examinerons successivement les différents aspects institutionnels des régimes d'assurance-chômage afin d'évaluer leur impact sur les taux de sortie du chômage. Il importera, toutefois, de garder à l'esprit que l'approche retenue demeure parcellaire et impropre à retranscrire toutes les aspects de l'indemnisation. Nous évoquerons aussi le problème de comparabilité des résultats.

## La théorie de la recherche d'emploi

Développée au début des années 60 sous l'impulsion de Stigler (1961, 1962) puis reformalisée en 1970 par McCall, la théorie de la recherche d'emploi –*job search theory*– s'est imposée progressivement comme une alternative au modèle walrasien. En intégrant la dimension imparfaite de l'information à disposition des individus, les modèles de recherche d'emploi permettent d'explicitier les comportements d'offre de travail en tenant compte de la diversité des situations individuelles. Ce renouveau théorique vit également l'émergence d'une abondante littérature appliquée témoignant, encore aujourd'hui, de la pertinence d'un tel cadre d'analyse. L'objet de cette première section est de passer en revue les propriétés de ce type de modèles.

### Le modèle standard

La théorie du *job search* s'intéresse, dans un cadre d'équilibre partiel, au comportement d'un chômeur représentatif à la recherche active d'un emploi. Dans la version standard, le modèle repose sur un ensemble d'hypothèses simplificatrices destinées à garantir la stationnarité du cadre d'analyse.

#### *Hypothèses*

On admet que l'agent ne possède qu'une connaissance imparfaite des salaires associés aux différents emplois existants. En poursuivant sa recherche, il peut donc espérer obtenir une amélioration significative de ses perspectives de gains, via l'acquisition d'information supplémentaire. Par ailleurs, des offres d'emploi lui parviennent aléatoirement selon un processus de Poisson de paramètre  $\delta$ , où  $\delta$  représente le taux d'arrivée des offres par unité de temps<sup>2</sup>. Ces offres se différencient principalement par le salaire  $w$  proposé qui synthétise, *de facto*, les préférences individuelles en matière d'emploi. On suppose, à ce propos, que la distribution de probabilités décrivant l'ensemble des salaires offerts est connue du chômeur et invariante au cours du temps<sup>3</sup>. On note  $F(w)$  la fonction de répartition associée. Les différentes offres reçues successivement peuvent dès lors être vues comme autant de réalisations indépendantes de cette même distribution.

En outre, toute proposition d'embauche adressée au chômeur peut librement être acceptée ou refusée par ce dernier. S'il accepte l'une d'elles, celui-ci se voit alors offrir la possibilité d'occuper l'emploi correspondant sur une durée infinie, et perçoit, en contrepartie, la rémunération  $w$  annoncée (également fixe dans le temps). Le cas échéant, l'agent poursuit sa recherche et reçoit un revenu  $b$  constant sur l'épisode de chômage considéré. Le revenu en question peut être interprété comme

---

<sup>2</sup> Nous nous plaçons ici dans un cadre où le déroulement du temps est décrit par une variable continue. Pour une présentation des modèles de prospection d'emploi en temps discret, consulter l'ouvrage de Cahuc et Zylberberg (1996).

<sup>3</sup> Cette hypothèse se révèle fondamentale dans les modèles de recherche d'emploi. Devine et Kiefer (1991) soulignent qu'il n'existe aucune hypothèse alternative permettant d'obtenir des formes réduites exploitables empiriquement.

une allocation chômage nette des coûts de recherche<sup>4</sup>. Le refus d'une proposition n'entraîne aucune sanction pour le chômeur (de type suppression des droits à l'indemnisation, par exemple). En revanche, il lui est impossible de revenir sur une décision antérieure.

Les choix du chômeur en matière d'emploi sont gouvernées par le postulat classique d'optimisation sous contraintes de son espérance d'utilité. En supposant qu'il soit neutre vis-à-vis du risque, le programme consiste, en effet, à maximiser, sur un horizon infini, la valeur actualisée au taux  $r$  (qu'on admet constant et exogène) de son revenu net<sup>5</sup>. En cela, les modèles de recherche d'emploi assurent le maintien de la rigueur analytique du cadre walrasien tout en tenant compte de l'incertitude entourant les choix des agents sur le marché du travail<sup>6</sup>.

### *Stratégie de recherche*

Afin de déterminer la stratégie optimale à adopter dans une telle configuration, il convient de définir l'espérance d'utilité d'un individu, conditionnellement au statut qu'il occupe sur le marché du travail. A cet effet, la stationnarité du système<sup>7</sup> simplifie considérablement l'analyse dans la mesure où elle garantit la constance de l'utilité intertemporelle  $V^u$  d'un chômeur, au cours de l'épisode considéré<sup>8</sup>. Formellement, celle-ci vérifie la relation :

$$V^u = \frac{1}{1+rh}bh + \frac{\delta h}{1+rh}E_w \left[ \max \{V^e(w), V^u\} \right] + (1-\delta h)\frac{1}{1+rh}V^u \quad (1)$$

où  $h$  désigne un intervalle de temps qu'on suppose relativement court. Si l'on s'intéresse au membre droit de cette équation, le premier terme symbolise la valeur actualisée du revenu net  $b$  perçu par un chômeur sur l'intervalle  $h$ . Le deuxième

---

<sup>4</sup> Dans la version standard exposée ici, on admet l'invariance temporelle des coûts de recherche.

<sup>5</sup> Si l'on suppose que l'agent est neutre vis-à-vis du risque, utilité et revenu deviennent directement comparables.

<sup>6</sup> Ce qui revient à supposer que l'hypothèse d'information pure et parfaite a été remplacée par un postulat d'anticipations rationnelles.

<sup>7</sup> La stationnarité du système découle de l'indépendance temporelle des conditions dans lesquelles s'effectuent la recherche. Seul le salaire proposé au chômeur est susceptible d'évoluer au cours du temps (néanmoins cette hypothèse n'est pas de nature à remettre en cause les résultats présentés ci-après). Les conditions dans lesquelles s'effectue la recherche se répétant à l'identique au cours du temps, il devient dès lors possible d'analyser le choix de l'agent en raisonnant pour une date  $t$  donnée.

<sup>8</sup> En effet, si celui-ci se comporte de manière rationnelle et optimale dans sa recherche d'emploi, on s'attend intuitivement à ce que l'utilité escomptée entre deux dates successives demeure rigoureusement identique compte tenu du principe d'invariance temporelle qui affecte son environnement et la structure informationnelle. Notons qu'un tel résultat pourrait être démontré à l'aide du principe de Bellman (voir par exemple Mortensen, 1986).

terme représente, quant à lui, le produit entre la probabilité de recevoir une offre sur l'intervalle  $h$  et l'espérance de revenu associée à cette offre.  $V^e(w)$  renseigne l'espérance d'utilité d'un employé. Le dernier terme correspond au produit entre la probabilité de ne pas recevoir d'offre sur l'intervalle  $h$  et la valeur actualisée du revenu lié à la poursuite d'une stratégie de recherche optimale<sup>9</sup>.

Le problème initial revient donc à maximiser la somme du revenu courant et du flux de revenu espéré, ce dernier étant obtenu sous une hypothèse d'optimalité des décisions futures de l'agent, compte tenu de l'information disponible.

Si l'on s'intéresse aux gains occasionnés par une embauche, on constate que l'utilité à la date  $t$  d'un individu neutre vis-à-vis du risque, n'est autre que le salaire  $w$  perçu (à condition de négliger implicitement la désutilité du travail). L'espérance d'utilité  $V^e(w)$  d'un travailleur équivaut, par conséquent, à la valeur actualisée du revenu versé à l'agent au cours de sa période salariée, soit :

$$V^e(w) = \frac{w}{r} \quad (2)$$

A nouveau, la stationnarité du système assure la constance de cette grandeur sur la durée de l'emploi occupé<sup>10</sup>. Notons, toutefois, que l'espérance d'utilité  $V^e(w)$  d'un travailleur n'en demeure pas moins une fonction croissante de la rémunération proposée. L'espérance d'utilité  $V^u$  d'un chômeur ne dépendant pas, pour sa part, d'une réalisation particulière de l'offre de salaire  $w$ , il existe une unique valeur seuil  $w^r$  procurant à l'agent un même niveau d'utilité, que celui-ci accepte une offre ou décide de continuer à prospecter :

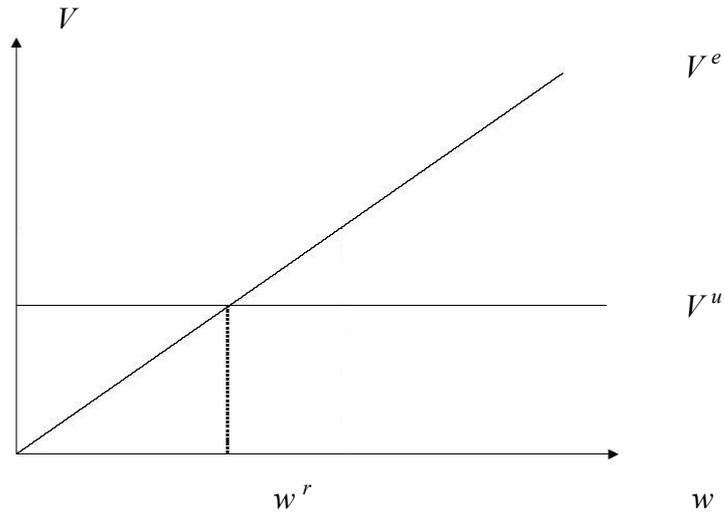
$$V^e(w) = \frac{w^r}{r} = V^u \quad (3)$$

Intuitivement, cette relation s'apparente à une condition d'absence d'opportunité d'arbitrage. La stratégie de recherche optimale consiste à n'accepter une offre que si le salaire correspondant est supérieur au salaire  $w^r$ , communément appelé « salaire de réservation », qui égalise les coûts et bénéfices marginaux liés à l'activité de prospection.

---

<sup>9</sup> L'hypothèse de Poisson sur  $\delta$  conduit à négliger la probabilité qu'il arrive plus d'une offre entre  $t$  et  $t+h$ .

<sup>10</sup> Par analogie avec ce qui précède, on s'attend à ce que l'utilité escomptée demeure identique entre deux dates successives compte tenu de la supposée constance du salaire  $w$  dans le temps.



**Figure 1 : Le problème de décision du chômeur**

En définitive, le processus de recherche apparaît séquentiel dans la mesure où il se ramène à une succession de choix simples pour le chômeur, la stratégie optimale consistant à évaluer, à chaque période, l'attractivité d'une offre au regard du seuil d'acceptation  $w^r$ . Les hypothèses du modèle standard permettent d'établir la constance du salaire de réservation au cours de la recherche. En explicitant les déterminants de ce salaire de réservation, on aboutit à la relation :

$$\frac{w^r}{r} = \frac{1}{1+rh}bh + \frac{\delta h}{1+rh} E_w \left[ \max \left\{ \frac{w}{r}, \frac{w^r}{r} \right\} \right] + \frac{(1-\delta h) w^r}{1+rh} \frac{1}{r} \quad (4)$$

ce qui nous conduit, après calculs, à l'expression suivante :

$$w^r = b + \frac{\delta}{r} \int_{w^r}^{\infty} (w - w^r) dF(w) \quad (5)$$

A la différence du « salaire de réserve » de la théorie néo-classique traditionnelle<sup>11</sup>, on constate que le salaire de réservation dépend intrinsèquement des caractéristiques du marché du travail. En particulier, les propriétés de statique comparative du modèle nous permettent d'établir qu'une hausse des allocations chômage se soldera par une augmentation du salaire de réservation de l'agent<sup>12</sup>. Aussi ce dernier modifiera-t-il son comportement de recherche active d'un emploi.

<sup>11</sup> La théorie traditionnelle de l'offre de travail repose sur les préférences individuelles et l'arbitrage entre travail et loisir et ne parvient pas, en conséquence, à modéliser l'existence de chômage (l'agent est inactif ou employé).

<sup>12</sup> En effet,  $dw^r/db = r/(r + \delta[1 - F(w^r)]) \in (0,1)$ .

En effet, un chômeur ne change « d'état » qu'à condition de recevoir une offre d'emploi acceptable. On montre que la probabilité instantanée de sortie du chômage est de la forme :

$$\tau = \delta \pi(w^r) \quad (6)$$

où  $\delta$  désigne la probabilité de recevoir une offre et  $\Pi(w^r)$ , la probabilité de l'accepter. Comme la stratégie de recherche optimale d'un individu consiste à n'accepter une offre que si le salaire  $w$  correspondant est au moins égal au salaire de réservation  $w^r$ , on en déduit que :

$$\pi(w^r) = 1 - F(w^r) = \int_{w^r}^{\infty} f(w) dw \quad (7)$$

Si le salaire de réservation  $w^r$  est supérieur au plus bas salaire offert  $w_0$ , une hausse des allocations chômage se traduit inévitablement par une baisse de la probabilité de sortie de cet état<sup>13</sup>. Dans le cas contraire, la première offre reçue est acceptée. La probabilité instantanée de sortie du chômage correspond alors au taux d'arrivée des offres  $\delta$ . Pour un ensemble de valeurs donné, une hausse des allocations chômage sera alors sans effet sur la probabilité de sortie de cet état.

#### *Distribution des durées passées au chômage*

Signalons, enfin<sup>14</sup>, que la spécification adoptée par le modèle standard de recherche d'emploi conditionne la distribution des durées passées au chômage<sup>15</sup>. Si l'on note  $T$  la durée effective d'un épisode sans emploi,  $G(t)$  et  $g(t)$  les fonction de répartition et densité associées, la probabilité qu'un individu change d'état sur un intervalle de temps  $h$ , qu'on suppose relativement court, équivaut dès lors à :

$$\tau h = \Pr(t < T \leq t + h) = \frac{g(t)h}{1 - G(t)} \quad (8)$$

On remarque que la probabilité instantanée de sortie du chômage (taux de hasard) ne dépend pas du temps passé dans cet état. Autrement dit, *toutes choses égales par ailleurs*, le taux de sortie du chômage est constant au cours du temps. De plus, si l'on résout l'équation en  $t$  :

$$S(t) = 1 - G(t) = \exp(-\tau t) \quad (9)$$

où  $S(t)$ , communément appelée « fonction de survie », désigne la probabilité qu'un épisode de chômage dure au moins jusqu'à la date  $t$ . Naturellement, on établit que :

---

<sup>13</sup>  $d\tau/db = -r\delta f(w^r)/(r + \tau) < 0$ .

<sup>14</sup> Nous ne traitons pas des implications du modèle en terme de salaire moyen accepté.

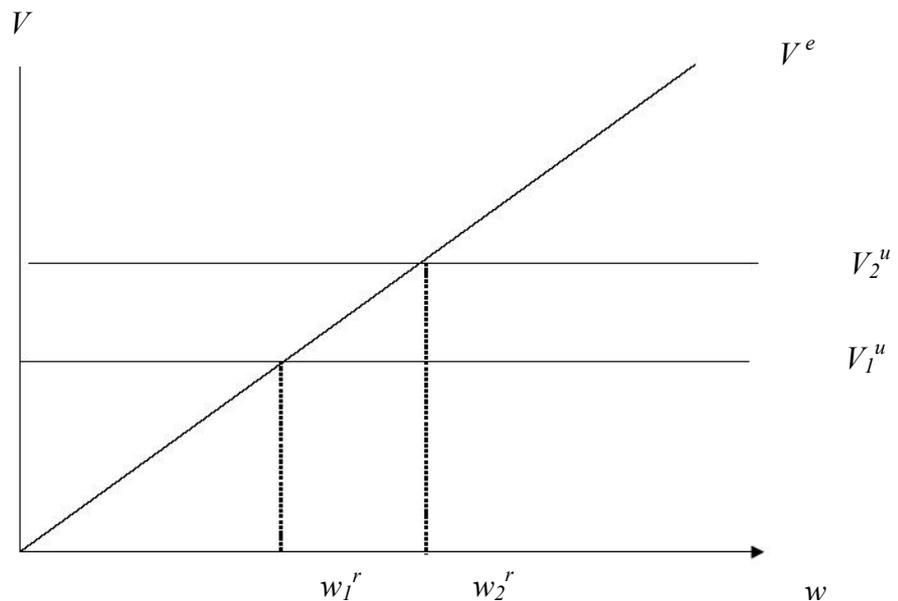
<sup>15</sup> Nous verrons, dans la section suivante, que les implications du modèle en terme de durées effectives passées au chômage influencent, dans une certaine mesure, la modélisation économétrique.

$$g(t) = \tau \exp \{-\tau t\} \quad (10)$$

Les durées caractéristiques des périodes de chômage ont alors une distribution exponentielle de paramètre  $\tau$ . En conséquence, la durée moyenne d'un épisode est définie par :

$$E(T) = \frac{1}{\tau} = \frac{1}{\delta[1-F(w^r)]} \quad (11)$$

On arrive à un résultat complémentaire des précédents : la durée moyenne passée au chômage s'allonge suite à une hausse des allocations. On retrouve les fondements théoriques des critiques formulées à l'égard des systèmes d'indemnisation généreux, accusés d'exercer un effet désincitatif sur le comportement de recherche des chômeurs.



**Figure 2 : Conséquences d'une hausse des allocations chômage**

### Quelques extensions

Si ce modèle standard de *job search* a le mérite d'explicitier les comportements d'offre de travail en environnement incertain, les hypothèses sur lesquelles il repose n'en demeurent pas moins discutables. De nombreuses extensions furent donc élaborées, en vue de compléter le modèle de référence. La présentation qui suit se propose d'aborder quelques-uns de ces développements sans

avoir, pour autant, vocation à être exhaustive<sup>16</sup>. Il s'agit essentiellement d'introduire de nouveaux points d'ancrage théoriques nécessaires à la juste appréciation et évaluation des résultats recensés dans les études empiriques.

### *Intensité de recherche endogène*

Ancré sur l'hypothèse d'invariance de la fréquence d'arrivée des offres et du coût de prospection, le modèle standard ne permet pas d'apprécier l'influence de l'effort de recherche sur les probabilités individuelles de sortir du chômage. Or, on s'attend légitimement à ce que le taux d'arrivée des offres et le coût de prospection soient des fonctions croissantes du niveau d'effort  $e$  déployé par un agent. On les note, respectivement,  $\delta(e)$  et  $c(e)$ <sup>17</sup>. En reprenant le raisonnement standard, l'utilité intertemporelle d'un chômeur s'écrit à présent :

$$V^u = \frac{1}{1+rh} [bh - c(e)h] + \frac{\delta(e)h}{1+rh} E_w [\max\{V^e(w), V^u\}] + (1 - \delta(e)h) \frac{1}{1+rh} V^u \quad (12)$$

L'expression de l'espérance d'utilité d'un travailleur restant inchangée, la résolution des conditions du premier ordre permet ainsi d'obtenir les salaire de réservation et niveau d'effort optimaux. La statique comparative du modèle permet alors d'établir une diminution de l'intensité de recherche avec la générosité de l'indemnisation<sup>18</sup>. Dans quelle mesure ce résultat affecte-t-il les sorties du chômage ? Par analogie avec le modèle canonique, probabilité instantanée de sortie du chômage et durée moyenne du chômage s'écrivent :

$$\tau = \delta(e) [1 - F(w^r)] \quad (13)$$

$$E(T) = \frac{1}{\delta(e) [1 - F(w^r)]} \quad (14)$$

---

<sup>16</sup> Pour une présentation plus détaillée, nous renvoyons le lecteur à Mortensen (1986), Mortensen et Pissarides (1999) et Cases (1994).

<sup>17</sup> Par définition, on pose  $\delta'(e) > 0$  et  $c'(e) > 0$ .

<sup>18</sup> Soit  $de / db < 0$ . En effet, une augmentation du montant des prestations compensatoires accroît l'utilité intertemporelle d'un chômeur et réduit, par conséquent, les incitations à la recherche active d'un emploi.

Autrement dit, la baisse de l'effort de recherche consécutive à une augmentation du montant des indemnités se soldera par une diminution de la probabilité instantanée de sortie et un allongement des durées passées au chômage.

*Non stationnarité, dégressivité et fins de droit*

Par définition, l'hypothèse de stationnarité se révèle impropre à la représentation de systèmes prévoyant une baisse, voire une cessation, du versement des allocations au bout d'un certain temps. En se plaçant dans un environnement non stationnaire, le modèle développé par Van den Berg (1990) autorise la prise en compte de telles caractéristiques institutionnelles et permet ainsi d'étudier la pertinence et la robustesse des conclusions usuelles. Désormais, les paramètres structurels (taux d'arrivée des offres, distribution des salaires offerts, allocation chômage) varient au cours du temps, sur un intervalle fini  $[0, T]$  au bout duquel ils redeviennent constants (garantissant, par la même occasion, la stationnarité du système). L'agent est supposé anticiper parfaitement les trajectoires  $\delta(t)$ ,  $F(w; t)$  et  $b(t)$  correspondantes. Un raisonnement par *backward induction* conduit alors à établir l'existence d'un salaire de réserve évoluant au cours du temps (avant de se stabiliser à sa valeur stationnaire après la date  $T$ ). Sous certaines hypothèses, ce dernier vérifie l'équation différentielle suivante :

$$w_r'(t) = rw_r(t) - rb(t) - \delta(t) \int_{w_r(t)}^{\infty} (w - w_r(t)) dF(w; t) \quad (12)$$

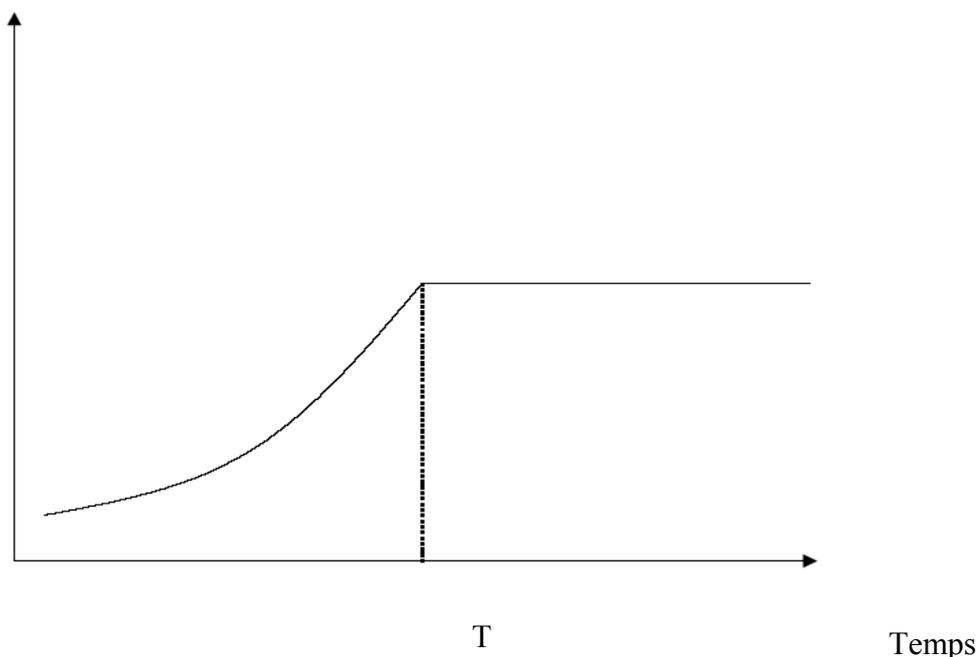
où  $w_r(t)$  indique la valeur du salaire de réservation à la date  $t$ . A nouveau, une hausse des indemnités influence positivement l'évolution du salaire de réservation sur l'intervalle  $[0, T]$  et exerce un effet désincitatif sur le comportement de recherche des chômeurs. Néanmoins, si l'on considère le cas d'une diminution du montant des allocations chômage au cours du temps (dégressivité), on montre que le salaire de réservation décroît graduellement jusqu'en  $T$ , date à laquelle l'indemnisation atteint un niveau plancher. En conséquence, la probabilité d'acceptation augmente avec la durée passée au chômage et l'on conclut alors à une croissance du taux de reprise d'emploi jusqu'à la date  $T$ , à condition de supposer que la probabilité d'arrivée des offres demeure, pour sa part, identique sur la période<sup>19</sup>. Par la suite, salaire de réservation et taux de sortie du chômage redeviennent constants (comme dans le modèle standard) et le montant des allocations n'a dès lors plus aucun effet sur le retour à l'emploi.

Sur le même principe, il est possible d'étudier l'effet d'une cessation du versement des allocations sur le comportement de recherche d'un individu (fin de

---

<sup>19</sup> Le cas échéant, un profil décroissant du taux de sortie du chômage pourra s'expliquer par une baisse de la fréquence des offres d'emploi avec la durée passée dans cet « état ». Cela peut, par exemple, illustrer le cas des chômeurs de longue durée dont les probabilités de sortie du chômage sont généralement plus faibles que celles des chômeurs de courte durée (Cahuc et Zylberberg, 1996). Des considérations de type stigmatisation ou dépréciation du capital humain sont habituellement

droits)<sup>20</sup>. Cette configuration fait écho aux travaux antérieurs de Mortensen (1977, 1986) sur l'introduction d'une contrainte de liquidité dans le modèle standard. Celui-ci avait alors mis en évidence la décroissance du salaire de réservation à l'approche de l'épuisement des droits à l'indemnisation, décroissance conduisant *de facto* à un taux de sortie du chômage croissant avec la durée de la recherche. Une fois ces droits épuisés, le montant des indemnités n'avait plus aucun effet sur le retour à l'emploi<sup>21</sup>.



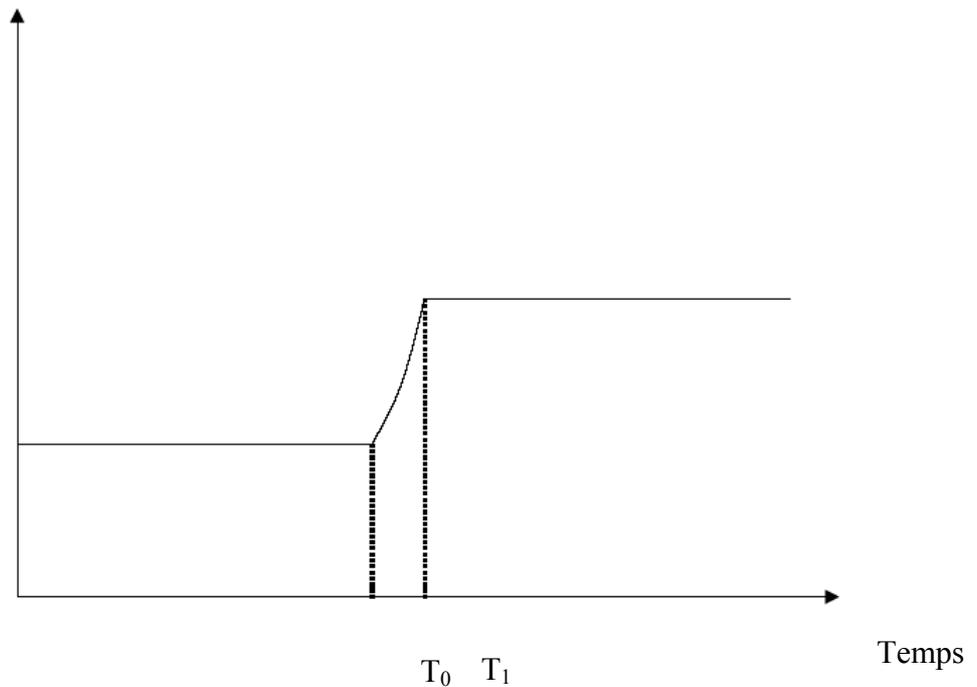
**Figure 3 : Impact de la dégressivité des allocations et d'une fin de droits anticipée sur le taux de sortie du chômage (*in* Cockx et Ries (2002))**

Envisageons, à présent, une situation dans laquelle le chômeur ne connaît pas avec exactitude la date  $T_1$  à laquelle prennent fin ses droits à l'indemnisation, et analysons-en les conséquences induites sur le profil temporel des taux de sortie du chômage. Jusqu'à l'annonce, en  $T_0$ , de la cessation prochaine du versement de ses allocations, tout se passe comme si le chômeur évoluait dans un environnement stationnaire caractérisé par un taux de sortie du chômage constant dans le temps. En revanche, en  $T_0$ , le chômeur doit intégrer cette nouvelle donnée dans l'évaluation de ses perspectives de gains et pondérer, en conséquence, son estimation par la perte de revenu associée. Il devient ainsi de moins en moins sélectif dans sa prospection d'emploi, ce qui se traduit par une hausse progressive du taux de sortie du chômage jusqu'en  $T_1$ . A cette date, l'environnement du chômeur est à nouveau stationnaire et le taux de sortie se stabilise au niveau atteint. Au total, l'impact cumulé sur le taux d'emploi est d'autant plus fort que la fin de droits est anticipée précocement au cours de l'épisode de chômage.

Taux de sortie  
du chômage

<sup>20</sup> Ce qui revient à supposer que le niveau plancher atteint par les allocations est nul.

<sup>21</sup> Dans le même ordre d'idée, signalons également les travaux de Gronau (1971) qui avait montré que la prise en compte d'un horizon fini permettait d'établir la décroissance du rendement de la recherche au cours du temps.



**Figure 4 : Impact de la fin de droits sur le taux de sortie du chômage**

*(in Cockx et Ries (2002))*

Un résultat complémentaire peut être obtenu en analysant l'effet d'une diminution de la durée du versement des indemnités. La structure du problème étant invariante, la chronologie des salaires de réservation s'en trouvera décalée dans le temps et, pour une même ancienneté au chômage, la baisse du salaire de réservation observée sera, par conséquent, de plus grande ampleur. On assistera, dès lors, à une diminution de la durée moyenne passée au chômage (Cahuc et Zylberberg, 1996).

Signalons enfin, qu'à la différence du cas standard, les hypothèses du modèle non stationnaire n'ont pas d'implications directes sur la distribution des durées passées au chômage. En définitive, s'il ne modifie pas le rôle central occupé par le salaire de réservation dans la stratégie de recherche d'un agent, l'abandon du principe de stationnarité n'en influence pas moins les conclusions relatives au profil temporel des sorties du chômage. A ce stade de la discussion, il convient de noter que nous n'avons considéré, jusqu'à présent, que le seul aspect « monétaire » de l'indemnisation. La réalité des systèmes d'assurance chômage étant autrement complexe, il importe d'enrichir la modélisation afin de prendre en compte l'ensemble des caractéristiques institutionnelles pertinentes pour l'analyse.

### *Eligibilité*

Les critères d'éligibilité à l'indemnisation du chômage constituent l'un des éléments essentiels des régimes assurantiels. Dans la pratique, le statut de chômeur n'offre aucune certitude quant à l'ouverture ou au maintien de droits à l'indemnisation et un ensemble de conditions se doivent d'être satisfaites pour pouvoir bénéficier d'un revenu de remplacement<sup>22</sup>. Mortensen (1977) a montré que

<sup>22</sup> En particulier, le versement d'allocations reste largement subordonné au fait de s'être acquitté de ses cotisations sur une période minimale.

l'introduction d'une telle contrainte pouvait sensiblement modifier les conclusions du modèle standard<sup>23</sup>.

En effet, la perte ou l'épuisement du droit aux allocations entraîne une diminution du montant des indemnités perçues de  $b_1$  à  $b_2$ , où  $b_1$  représente le niveau des prestations issues de l'assurance chômage (anciennement notées  $b$  dans le modèle standard) et  $b_2$  les revenus versés au titre de l'assistance publique dont bénéficient, sous conditions, les chômeurs non indemnisés<sup>24</sup>. Comme  $b_1 > b_2$ , revenu instantané et salaire de réservation des chômeurs non éligibles à l'assurance-chômage sont plus faibles que ceux de leurs homologues indemnisés. Aussi sont-ils d'autant plus incités à rechercher activement un emploi (i.e. l'effort de recherche entrepris est plus intense que celui des chômeurs indemnisés), ce qui se traduit par un taux de sortie du chômage relativement plus élevé pour cette catégorie d'agents.

La statique comparative du modèle permet d'étudier les effets induits sur le comportement de recherche des individus par une variation des paramètres d'intérêt. A cet effet, on notera, par la suite,  $V^e(w)$  l'utilité intertemporelle d'un employé,  $V_1^u$  celle d'un chômeur indemnisé (ou éligible) et  $V_2^u$  celle d'un chômeur non-indemnisé (ou non éligible). Un premier résultat établi, pour chaque type de chômeur, un accroissement de son utilité consécutivement à une augmentation des montants qui lui sont dus (au titre de l'assurance chômage ou de l'assistance publique) ou un allongement des durées de versement anticipées, soit :  $dV_1^u/db_1 > 0$  (prédiction conforme à celles du modèle standard) et  $dV_2^u/db_2 > 0$ . S'ensuivent alors une hausse du salaire de réservation et une baisse de l'effort de recherche de nature à ralentir les sorties du chômage.

Les propriétés du modèle attestent également de l'existence d'effets croisés. Une hausse du montant  $b_2$  versé aux bénéficiaires du régime d'assistance publique réduit l'attractivité du travail et la perte de revenu engendrée par privation ou épuisement des droits assurantiels (les écarts  $b_1 - b_2$  et  $V_1^u - V_2^u$  deviennent moindres) entraînant, *de facto*, une augmentation du salaire de réservation ainsi qu'une diminution de l'effort de recherche des chômeurs éligibles. La situation de ces derniers s'améliore ( $dV_1^u/db_2 > 0$ ) et les transitions vers l'emploi en sortent, à nouveau, affaiblies<sup>25</sup>.

Symétriquement, l'acquisition de droits individuels à l'indemnisation restant conditionné par l'acquittement *ex ante* d'un volume donné de cotisations, une hausse des allocations  $b_1$  restaure l'attractivité du travail et l'utilité associée à la position de salarié s'accroît indirectement ( $dV^e(w)/db_1 > dV_2^u/db_1 > 0$ ). Les chômeurs non

---

<sup>23</sup> Par souci de concision, la suite de la présentation se veut essentiellement descriptive. Pour ce qui est de la formalisation, nous renvoyons le lecteur intéressé à Mortensen (1977) ou Algan et al. (2003).

<sup>24</sup> Le revenu  $b_2$  peut éventuellement être nul si les individus ne sont pas éligibles au régime d'assistance publique.

<sup>25</sup> Néanmoins, l'existence d'une préférence pour le présent implique  $dV_2^u/db_2 > dV_1^u/db_2 > 0$ .

éligibles sont donc davantage incités à (re)trouver un emploi, d'où une baisse de leur salaire de réservation et une hausse de leur effort de recherche. On parle, à cette occasion, d'« effet d'éligibilité » (*entitlement effect*).

En définitive, l'analyse de Mortensen nuance sensiblement les conclusions du modèle standard. L'impact des allocations sur le comportement de recherche des agents n'est plus univoque et la prise en compte d'effets d'éligibilité suggère qu'une indemnisation généreuse peut favoriser la sortie du chômage<sup>26</sup>. Ce résultat démontre, à nouveau, l'importance de raisonner dans un cadre d'analyse plus proche de la réalité des systèmes d'assurance-chômage.

#### *Contrôle et sanctions : approches théoriques*<sup>27</sup>

Dans le modèle standard de prospection, le versement de prestations compensatoires est supposé indépendant du comportement de recherche d'un individu. Or, la réalité des systèmes d'assurance-chômage est toute autre et, bien souvent, l'octroi d'allocations reste conditionné à des critères de « disponibilité pour travailler » ou « recherche active d'un emploi » afin de contrebalancer certains effets désincitatifs de l'indemnisation. La mise en place de dispositifs de surveillance permet alors aux services pour l'emploi de contrôler l'activité de recherche des demandeurs et la détection de comportements opportunistes expose le chômeur à la prise de sanctions à son encontre. Fredriksson et Holmlund (2003) proposent une synthèse des travaux récents en la matière dont nous reprenons, ici, les principaux résultats.

Ljungqvist et Sargent (1995) proposent un modèle de prospection intégrant un dispositif de sanctions à l'égard des chômeurs jugés trop sélectifs dans leur recherche d'emploi. Le système mis en place repose sur la fixation, par l'Etat, d'un salaire « convenable »  $w_g$  permettant d'apprécier l'acceptabilité des différentes offres parvenant aux agents. Aussi, un chômeur ne peut-il refuser une proposition assortie d'un salaire supérieur à  $w_g$ , sous peine d'être potentiellement privé de ses droits à l'assurance-chômage (la probabilité d'être sanctionné en cas de rejet d'une offre acceptable dépendant positivement de l'intensité avec laquelle la technologie de surveillance est mise en œuvre). Calibré sur l'expérience suédoise, le modèle établit, pour des niveaux de surveillance suffisants, qu'une faible (forte) valeur du salaire de référence  $w_g$  contraint les chômeurs à une moindre (plus grande) sélectivité<sup>28</sup>.

---

<sup>26</sup> Toutefois, Algan et al. (2003) soulignent que l'absence de prise en compte du financement des allocations limite la portée des résultats. En effet, il est possible que la baisse de pouvoir d'achat induite par l'augmentation des prélèvements portant sur les salaires contrecarre l'effet d'éligibilité et conduise à un effort de recherche des chômeurs non éligibles décroissant avec le niveau d'indemnité.

<sup>27</sup> Compte tenu de l'hétérogénéité des hypothèses retenues dans les différents modèles et par souci de concision, nous ne présenterons pas, ici, de cadre formalisé permettant d'apprécier les effets des dispositifs de surveillance et de sanction sur le comportement de recherche des chômeurs. Il s'agira essentiellement de proposer quelques clés de lecture des travaux entrepris sur le sujet afin d'évaluer les résultats mis en évidence dans la littérature empirique. Pour tout complément analytique, nous renvoyons le lecteur intéressé aux articles mentionnés dans cette section.

<sup>28</sup> Les auteurs mentionnent, par ailleurs, l'existence d'un seuil à partir duquel la fixation d'un salaire de référence  $w_g$  reste sans influence sur le comportement de recherche des agents.

L'accentuation (relâchement) de la sévérité du système s'accompagne d'une diminution (augmentation) du salaire de réservation qui a pour effet d'accélérer (freiner) le retour à l'emploi des individus. Le taux de chômage se stabilise alors à un niveau inférieur (supérieur) à celui d'une situation de laisser-faire. En outre, les chômeurs prennent d'autant moins de risques que les chances d'être détecté sont grandes. Le salaire de réservation s'établit au niveau du salaire de référence  $w_g$  (majoration du salaire de réservation) et la première offre définie comme convenable est acceptée, d'où un accroissement des transitions vers l'emploi. *A contrario*, un dispositif de surveillance imprécis restaure la sélectivité des chômeurs et entraîne une baisse du salaire de réservation. On observe alors une diminution des sorties du chômage, le taux de chômage se stabilisant à un niveau proche de celui d'une situation de laisser-faire.

Dans la même lignée, Boone et van Ours (2000) développent un modèle de recherche permettant d'étudier l'effet incitatif d'un système de sanctions sur le retour à l'emploi. Le dispositif en question prévoit une réduction plus ou moins importante des indemnités versées aux chômeurs tandis que la probabilité d'être pénalisé décroît avec le niveau d'effort entrepris. Deux types d'effets (*ex ante* et *ex post*) caractérisent le modèle proposé. L'effet *ex ante* modélise l'impact spécifique de l'instauration d'un système de contrôle sur l'intensité de recherche des individus (qui craignent d'être sanctionnés). L'effet *ex post* illustre, quant à lui, les conséquences comportementales inhérentes à l'imposition d'une sanction. Les résultats, obtenus par calibration sur le marché du travail hollandais, révèlent qu'à probabilité de détection donnée, une sévérité accrue du système induit une hausse du niveau d'effort effectif qui favorise la baisse du chômage observé. L'effet *ex ante* domine l'effet *ex post* et le nombre de chômeurs pénalisés diminue. Un relâchement du système de surveillance entraîne, pour sa part, une baisse du niveau d'effort qui s'accompagne d'une augmentation du chômage. L'effet *ex post* domine alors l'effet *ex ante*. Au terme de l'analyse, les auteurs soulignent la plus grande efficacité des sanctions pour réduire le chômage (relativement à une baisse du ratio de remplacement). Ils précisent, néanmoins, qu'une analyse microéconomique des comportements d'offre de travail ne suffit pas, à elle seule, à apprécier l'impact réel d'un dispositif de sanction sur le niveau de chômage. La prise en compte d'un certain nombre d'effets macroéconomiques (en particulier, les « *macro spillover effects* ») peut, en effet, modifier sensiblement les conclusions du modèle en la matière.

Boone, Fredriksson, Holmlund et van Ours (2002) examinent dans quelle mesure l'adoption d'un dispositif de surveillance et de sanction destiné à contrôler l'effort de recherche des agents contribuerait à l'élaboration d'une politique d'indemnisation du chômage optimale. Le modèle proposé exploite la technologie de surveillance duale développée auparavant par Boone et van Ours (2000)<sup>29</sup> et intègre désormais le coût imputable à la mise en place d'un tel système. Les conclusions de l'étude révèlent que l'introduction d'un dispositif de contrôle et de sanctions serait susceptible d'améliorer le bien être collectif pour des valeurs raisonnables des coûts de surveillance associés<sup>30</sup>. En outre, la calibration du modèle ne permet pas de

---

<sup>29</sup> On rappelle que la technologie en question se compose d'un indicateur de sévérité du système et d'une probabilité de détection.

<sup>30</sup> Les auteurs estiment que ces coûts ne devraient pas excéder 5% du PIB.

valider les prédictions de Becker en ce qui concerne l'optimalité d'une politique de dissuasion basée sur une pénalité maximale et une probabilité de détection quasi-nulle. Les auteurs concluent, enfin, à une sous-optimalité des taux de sanction pratiqués en Europe (relativement à ceux que préconise le modèle).

Van den Berg et van der Klaauw (2001, 2005) étudient l'impact d'un système de contrôle sur les transitions entre chômage et emploi dans le cadre d'un modèle de prospection avec niveau d'effort endogène. Les auteurs généralisent, néanmoins, le modèle standard en introduisant différents canaux de recherche à disposition des agents. Les offres d'emploi peuvent ainsi parvenir aux chômeurs via des canaux formels (agences pour l'emploi) ou informels (réseaux sociaux) auxquels sont associés des logiques comportementales spécifiques. La technologie de surveillance impose un niveau d'effort formel minimal<sup>31</sup> sous peine de se voir infliger une réduction temporaire des indemnités perçues. L'efficacité d'un tel système suppose, cependant, que le niveau d'effort minimal requis soit supérieur au niveau qui prévaudrait dans une situation de laisser-faire. Si tel est le cas, tout chômeur exploitant le canal formel se verra contraint de diminuer son salaire de réservation et d'augmenter l'intensité de sa recherche formelle aux dépens de sa recherche informelle. Le système mis en place aurait alors un effet stimulant sur le retour à l'emploi. Toutefois, des phénomènes de substitution inter-canaux peuvent apparaître et modifier l'efficacité du dispositif. Si le canal informel se révèle davantage influent que le canal formel et si les deux canaux sont imparfaitement substituables, il est possible que la technologie de surveillance ait un effet pervers sur les chances de retrouver un emploi des chômeurs<sup>32</sup>. L'imposition de sanctions influence également le comportement des individus. Provoquant une baisse instantanée du salaire de réservation et une augmentation des intensités de recherche formelle et informelle, elles favorisent, en conséquence, la sortie du chômage. Les effets observés demeurent toutefois temporaires dans la mesure où les agents connaissent la durée de la pénalité. Les données suggèrent néanmoins qu'un contrôle plus strict des chômeurs et une sévérité accrue des sanctions peuvent prévenir la récidive.

A la lecture des différents travaux, il semble avéré que l'introduction d'un dispositif de surveillance et de sanction exerce une influence positive sur le comportement de recherche des individus et encourage, ainsi, à la sortie du chômage. Ce résultat plaide, à nouveau, en faveur d'une modélisation en accord avec la réalité des systèmes d'assurance-chômage et illustre l'importance des contraintes institutionnelles dans l'évaluation de l'impact effectif de l'indemnisation sur le retour à l'emploi.

Au terme de cette analyse, quel bilan pouvons-nous faire de la littérature théorique consacrée aux modèles de prospection ? Si ces modèles présentent l'indéniable avantage d'explicitement les comportements individuels d'offre de travail, ils n'en demeurent pas moins approximatifs dans la représentation du marché du

---

<sup>31</sup> En effet, il semble plus difficile de contrôler le niveau d'effort informel.

<sup>32</sup> A ce sujet, Fredriksson et Holmlund (2003) rappellent que l'effet sur les transitions entre chômage et emploi dépend crucialement de la spécification retenue pour les coûts de recherche.

travail qu'ils proposent. En particulier, la modélisation des systèmes d'assurance-chômage reste trop caricaturale et ne permet pas de juger de façon univoque de l'impact réel de l'indemnisation sur le retour à l'emploi. Le processus de compensation ne se résume pas au seul aspect monétaire et il semble préférable d'adopter, en conséquence, une approche structurelle de l'indemnisation (Atkinson et Micklewright, 1991). La prise en compte de contraintes institutionnelles nuance alors les conclusions du modèle standard (*i.e.* effet désincitatif d'une indemnisation généreuse sur le comportement de recherche des chômeurs) et contribue à la juste appréciation des effets comportementaux latents. Le peu d'attention accordée à la demande de travail limite, toutefois, la portée des conclusions établies par les modèles de *job search*. La conjoncture peut, elle aussi, affecter les sorties du chômage, indépendamment de la logique guidant les comportements individuels d'offre de travail. Plus généralement, il paraît souhaitable d'assortir l'évaluation microéconomique d'un diagnostic macroéconomique afin de contrôler les modifications potentielles de l'environnement des agents.

## **Les enseignements des travaux appliqués**

Le cadre théorique n'est pas un réel facteur de différenciation des études, dans la mesure où l'ensemble de ces travaux se réclame implicitement de la théorie du *job search*. L'existence d'une telle unité analytique est un atout pour la modélisation des comportements individuels d'offre de travail, dans la mesure où les paramètres ainsi estimés possèdent une interprétation économique explicite et non équivoque.

Néanmoins, le nombre conséquent d'hypothèses (qui concernent aussi bien le comportement présumé des chômeurs que le fonctionnement du marché du travail) sur lequel repose ces modèles leur confère une certaine rigidité pouvant donner lieu à des problèmes de spécification. En outre, la levée (même partielle) des hypothèses standards, ainsi que l'absence de données relatives aux salaires de réservation, conduisent à une complexification du processus de résolution pouvant s'avérer réhibitore pour l'estimation d'un modèle structurel.

C'est pourquoi les études appliquées préfèrent généralement considérer des modèles sous forme réduite. Ces derniers permettent d'apprécier directement les durées chômées et présentent l'avantage de tester les prédictions des modèles théoriques de recherche d'emploi, tout en offrant une certaine flexibilité dans l'estimation<sup>33</sup>. Dans la présente section, nous passons successivement en revue divers aspects institutionnels des régimes d'assurance-chômage afin d'évaluer leur impact sur les taux de sortie du chômage. Il importe, toutefois, de garder à l'esprit que les résultats des différentes études ne sont pas directement comparables<sup>34</sup> et que

---

<sup>33</sup> La spécification des taux de sortie dépend uniquement de l'observation des données. De plus, la mise en œuvre de méthodes d'estimation adaptées permet d'éviter toute sur-paramétrisation éventuelle.

<sup>34</sup> Plusieurs facteurs sont susceptibles de nuire à la comparabilité des résultats. Les différences institutionnelles entre Etats peuvent, par exemple, interférer dans la mesure de l'effet causal étudié (influence de l'indemnisation sur le retour à l'emploi). Ainsi, une modification du ratio de

l'approche retenue demeure parcellaire et impropre à retranscrire la polysémie du concept d'indemnisation.

### **Montants d'indemnisation et sorties du chômage**

Dans la littérature consacrée à l'évaluation des effets de l'indemnisation du chômage sur le retour à l'emploi, le niveau des prestations est, sans conteste, le paramètre institutionnel ayant reçu le plus d'attention au regard de l'influence présumée qu'il exerce sur les comportements individuels d'offre de travail. Aussi n'est-il pas surprenant de constater que les premières études sur le sujet traitent exclusivement de l'impact du ratio de remplacement<sup>35</sup> sur la durée chômeée et s'appuient, pour cela, sur une représentation extrêmement simplifiée des systèmes d'assurance-chômage.

#### *Les approches structurelles ou en formes réduites*

Lancaster (1979) analyse les données d'une enquête menée au Royaume-Uni en 1973 et explore différentes voies de modélisation en temps continu à partir d'un échantillon de 479 travailleurs non qualifiés en situation de chômage. L'estimation d'un modèle exponentiel<sup>36</sup> (resp. d'un modèle de Weibull) aboutit à une élasticité significative de la durée moyenne du chômage par rapport au ratio de remplacement de 0,43 (resp. 0,53). Néanmoins, l'introduction d'une composante d'hétérogénéité non observée suivant une loi gamma modifie sensiblement les conclusions précédentes. L'élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au ratio de remplacement est toujours de 0,43 pour le modèle exponentiel (contre 0,6 pour le modèle de Weibull), mais sa significativité n'est plus établie (autrement dit, on ne peut plus rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'effet du ratio de remplacement sur le taux de sortie du chômage).

L'étude de Nickell (1979) propose une démarche similaire à celle retenue par Lancaster, mais en temps discret. L'auteur adopte une spécification Logit qu'il applique à un échantillon de 426 chômeurs pour lequel il dispose de données provenant d'une enquête britannique réalisée en 1972. Il trouve une élasticité significative de la durée moyenne du chômage par rapport au ratio de remplacement égale à l'unité. Dans un second temps, Nickell va modifier la spécification originelle du modèle afin de tenir compte de la variabilité de certains régresseurs dans le temps. Il constate que l'impact des prestations reste désincitatif au cours des 20 premières semaines passées au chômage (l'élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au ratio de remplacement étant de 0,84) mais disparaît par la suite. Enfin, en

---

remplacement n'aura pas le même impact suivant l'intensité avec laquelle sont mises en œuvre les politiques actives d'incitation à la reprise d'emploi. La structure de l'échantillon (population d'intérêt, nombre d'observations, critère de sélection, méthode d'échantillonnage...) et l'époque de référence (s'agit-il d'une période favorable ou non à l'emploi ?) conditionnent, eux aussi, les conclusions d'une étude. Enfin, s'il existe un large consensus en ce qui concerne le recours à l'économétrie des modèles de durée, la sensibilité des résultats n'en dépend pas moins de la spécification retenue (formulation du hasard de base, traitement de l'hétérogénéité inobservée, régresseurs variant dans le temps, estimation paramétrique, semi-paramétrique ou non paramétrique...).

<sup>35</sup> Rapport de l'allocation chômage au dernier salaire perçu.

<sup>36</sup> Nous avons vu, auparavant, que cette spécification provenait du modèle de recherche d'emploi stationnaire.

présence d'une composante d'hétérogénéité non observée non paramétrique, l'élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au ratio de remplacement s'établit à 0,95.

Narendranathan, Nickell et Stern (1985) s'intéressent également à la sensibilité des résultats vis-à-vis de la spécification économétrique mise en oeuvre. Ils considèrent, pour cela, un modèle de Weibull qu'ils estiment à partir d'un échantillon de 1474 chômeurs masculins. A la différence de Lancaster et Nickell, les auteurs disposent de données administratives britanniques pour l'année 1978, ce qui leur permet d'utiliser directement les montants d'indemnisation effectivement versés (et non les critères théoriques d'attribution). La configuration ainsi définie évalue l'élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au niveau du revenu de remplacement à 0,28. Si l'on se restreint aux seules allocations versées au titre de l'assurance-chômage, cette élasticité se fixe à 0,33. L'introduction d'une composante d'hétérogénéité non observée suivant une loi gamma ne modifie pas sensiblement les conclusions précédentes puisqu'on obtient une élasticité de 0,36. L'impact du niveau des prestations semble donc bien établi et relativement robuste. Dans la lignée des travaux de Nickell (1979), Narendranathan et *al.* autorisent, alors, les effets de l'indemnisation à varier en fonction de l'âge et de la durée passée au chômage. Les résultats indiquent que l'effet négatif du revenu de remplacement sur le taux de sortie du chômage diminue avec l'âge (élasticité de 0,65 pour les moins de 20 ans, 0,47 pour les 20-24 ans, 0,26 pour les 25-44 ans et 0,08 pour les plus de 44 ans) et devient non significatif pour les chômeurs de longue durée (plus de 6 mois), à l'exception des moins de 20 ans. Signalons, enfin, que l'analyse ne parvient pas à mettre en évidence l'existence d'un effet désincitatif de plus grande ampleur pour ceux ayant des ratios de remplacement plus importants.

Moffitt (1985) exploite des données administratives américaines dont il extrait un échantillon de 4628 chômeurs masculins provenant de 13 Etats et percevant des indemnités entre 1978 et 1983. L'estimation d'un modèle semi-paramétrique à hasards proportionnels le conduit, alors, à établir une élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au niveau des allocations de 0,36. Ce dernier résultat signifie qu'une hausse de 10% du montant des indemnités hebdomadaires se traduirait par un allongement d'une demi semaine de la durée moyenne du chômage. Calibrée sur le même jeu de données, l'étude de Katz et Meyer, conclut, pour sa part, à une élasticité de l'ordre de 0,8-0,9. Les auteurs mettent également en évidence une plus grande élasticité de la durée moyenne du chômage des 17-24 ans par rapport au montant des prestations effectivement perçues.

L'analyse proposée par Jenkins et García-Serrano (2000) s'inspire des travaux antérieurs de Nickell (1979) et Narendranathan et *al.* (1985). Les auteurs privilégient une approche en temps discret et retiennent, à cette fin, une modélisation de type logistique. Les données dont ils disposent sont de nature administrative et concernent un échantillon de chômeurs espagnols de sexe masculin pour lequel ils observent un total de 329 947 épisodes de chômage sur la période 1987-1991. A la lecture des résultats, il apparaît que l'impact du niveau des prestations sur les comportements individuels d'offre de travail demeure de faible ampleur. L'élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au montant des allocations s'établit à 0,16. Par ailleurs, l'introduction d'une composante d'hétérogénéité non observée ne modifie pas sensiblement les estimations obtenues (non significativité du paramètre associé et de la variance estimée de la loi de référence (gamma ou normale)). Des

recherches complémentaires attestent de la variabilité de l'effet du revenu de remplacement sur le taux de sortie du chômage en fonction de l'âge et de la durée sans emploi. Plus faible pour les 30-51 ans (relativement aux 20-29 ans), l'effet en question se révèle, néanmoins, plus important pour les 52-59 ans, ce qui va à l'encontre des conclusions dressées par les études britanniques (diminution de l'effet étudié avec l'âge). En revanche, on retrouve le résultat selon lequel l'impact des montants d'indemnisation deviendrait non significatif pour les chômeurs de longue durée (plus de 18 mois). Notons, enfin, que l'étude de Jenkins et García-Serrano ne parvient pas non plus à mettre en évidence l'existence d'un effet désincitatif de plus grande ampleur pour ceux ayant des ratios de remplacement plus importants.

### *Les expériences naturelles*

Carling, Holmlund et Vejsiu (2000) proposent une évaluation de la réforme de l'assurance-chômage mise en place en Suède en 1996. Une baisse du ratio de remplacement de 80 à 75% fut alors votée à l'encontre de certaines catégories de chômeurs (groupe de traitement), la situation des autres demeurant, à cet égard, inchangée (groupe de contrôle). Les données dont ils disposent sont de nature administrative et concernent un échantillon de 18 429 chômeurs sur la période 1994-1997. Le caractère quasi-expérimental de l'étude incite les auteurs à opter pour une approche en différences de différences (comparaison des taux de sortie du chômage des différents groupes, avant et après la réforme). Cette stratégie présente l'avantage d'utiliser des variations exogènes du ratio de remplacement (non corrélées aux caractéristiques inobservables) mais suppose, néanmoins, que les perspectives d'emploi des groupes de traitement et de contrôle ne divergent pas sensiblement lors de l'instauration de la réforme. Carling et *al.* estiment que la baisse du ratio de remplacement se serait soldée par une augmentation d'environ 10% du taux de sortie du chômage (soit une élasticité de 1,6). Une analyse en sous-groupes révèle, par ailleurs, que la sensibilité des durées chômées aux montants d'indemnisation ne dépend pas du sexe des individus<sup>37</sup>. En revanche, les moins de 25 ans ont davantage réagi à une modification du ratio de remplacement que le reste de la population. En outre, il semblerait que la politique mise en œuvre n'ait pas influencé significativement les taux de sortie vers l'inactivité ou vers les *labor market programm*. Signalons, enfin, l'existence d'un effet d'anticipation dans les comportements d'offre de travail observés. Annoncée 6 mois plus tôt, la réforme aurait encouragé à la sortie du chômage avant même son entrée en vigueur effective. Ne pas tenir compte de cet effet conduit, *de facto*, à sous-estimer l'impact réel de la politique mise en œuvre.

Røed et Zhang (2003) mettent à profit certaines particularités du régime d'assurance-chômage norvégien afin de disposer de variations exogènes dans les montants d'indemnisation. Les auteurs retiennent une approche en temps discret et intègrent une composante d'hétérogénéité non observée dans la spécification retenue. Les données mobilisées concernent 100 000 individus entrés au chômage dans les années 90, après un épisode de travail à temps plein. Selon l'étude, les hommes seraient davantage sensibles au niveau des prestations versées que les femmes (les élasticités rapportées étant respectivement de 0,95 et 0,35). Une stratégie

---

<sup>37</sup> Les auteurs soulignent néanmoins la moindre précision des estimations obtenues.

d'identification alternative conduit, néanmoins, à des résultats sensiblement différents. En utilisant des variations du ratio de remplacement supposées dépendre, en partie, de caractéristiques inobservables, Roed et Zhang montrent, en effet, que l'élasticité estimée n'est plus que de 0,35 pour les hommes (celle des femmes se fixant aux alentours de 0,25). Un tel résultat réaffirme, du même coup, l'importance de l'exogénéité présumée des variations observées dans l'identification de l'impact des montants d'indemnisation sur le taux de sortie du chômage. En outre, l'analyse proposée révèle une certaine stabilité de l'impact étudié dans le temps, contrairement aux conclusions des travaux antérieurs qui avaient mis en évidence une diminution de cet effet avec l'allongement des durées passées au chômage (Nickell (1979), Narendranathan et *al.* (1985), Arulampalam et Stewart (1995), Jenkins et García-Serrano (2000)). L'effet en question semble, également, acyclique, voire contra-cyclique. Autrement dit, l'élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au ratio de remplacement serait relativement plus importante en période de mauvaise conjoncture. A nouveau, un tel résultat va à l'encontre des conclusions établies auparavant (Moffitt (1985), Arulampalam et Stewart (1995)), conclusions selon lesquelles l'impact du ratio de remplacement sur le taux de sortie du chômage était nul au cours des périodes de ralentissement économique.

Tatsiramos (2004) étudie l'influence de l'indemnisation du chômage sur les taux de retour à l'emploi et sur le caractère pérenne ou non des postes occupés par les anciens chômeurs. Cette démarche repose implicitement sur l'hypothèse selon laquelle les chômeurs bénéficiant d'allocations « généreuses » pourrait affiner à souhait leurs critères de recherche afin de trouver l'emploi adéquat. Si une telle hypothèse venait à être vérifiée, on s'attendrait dès lors à observer une corrélation positive entre chômage rémunéré et stabilité de l'emploi futur. Tatsiramos procède ainsi à l'estimation de modèles à hasards proportionnels en contrôlant les différences observées par un vecteur de caractéristiques individuelles, la durée effective passée au chômage et une indicatrice indiquant la situation de l'individu concerné en terme d'indemnisation. En outre, l'estimation porte sur une population d'hommes entrés au chômage entre 1994 et 1999. Les échantillons en question sont tirés du European Community Household Panel et concernent trois pays européens : la France, l'Allemagne et l'Angleterre (les deux premiers étant choisis pour la générosité de leur système d'indemnisation relativement au troisième). L'auteur observe alors une probabilité plus faible de sortir du chômage pour les individus bénéficiant d'une indemnisation, probabilité d'autant plus faible que l'allocation versée est jugée généreuse. Néanmoins, il remarque également que le fait de passer un mois supplémentaire au chômage, tout en étant indemnisé, améliore sensiblement la stabilité de l'emploi occupé par la suite par l'ancien chômeur. Le fait de bénéficier d'une indemnisation généreuse lors d'un épisode de chômage augmenterait ainsi la durée de l'emploi suivant de 6 mois en France et 9 mois en Allemagne (contre moins d'un mois en Angleterre), confirmant de fait l'hypothèse de travail adoptée par l'auteur. Tatsiramos nuance cependant ce résultat en ajoutant que cet effet n'est significatif que pour les individus ayant passé moins d'un an au chômage, la probabilité de trouver un emploi se détériorant sensiblement par la suite. Enfin, l'auteur remarque que les résultats obtenus restent robustes à la prise en compte d'une composante d'hétérogénéité non observée.

Lalive, Van Ours et Zweimüller (2004) étudient la sensibilité des durées individuelles de chômage vis-à-vis de modifications significatives des paramètres institutionnels. Ils s'intéressent, en particulier, à l'impact d'une générosité accrue des

montants d'indemnisation sur les comportements d'offre de travail. A ce titre, la réforme autrichienne de 1989 présente l'avantage de n'avoir concernée que certaines catégories de chômeurs. Aussi les auteurs adoptent-ils une approche en différences de différences afin d'évaluer les conséquences d'une hausse de 6% du ratio de remplacement. Les données mobilisées sont celles de la Sécurité Sociale autrichienne dont ils extraient un échantillon de 225 821 épisodes de chômage observés entre 1987 et 1999. Les estimations obtenues montrent que la mesure adoptée aurait prolongé la période chômée de 0,38 semaines (soit environ 2,5 jours), ce qui correspond à une élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au ratio de remplacement de 0,15. Des tests complémentaires indiquent, par ailleurs, que distinguer plusieurs états de sortie ne modifie pas sensiblement les résultats. En revanche, si l'on se restreint aux seuls travailleurs non saisonniers, l'influence du ratio de remplacement devient négligeable. L'introduction d'une composante d'hétérogénéité non observée conduit, quant à elle, à un effet désincitatif légèrement plus important que celui mis en évidence dans le cas générique.

Conformément aux prédictions des modèles de recherche d'emploi, la plupart des études appliquées conclut donc à l'existence d'une relation positive entre le niveau d'indemnisation et la durée moyenne du chômage<sup>38</sup> (l'élasticité correspondante étant généralement comprise entre 0.1 et 1.0). Certains de ces travaux mettent également en évidence des effets différenciés selon l'âge, le sexe ou la durée passée dans cet état (Nickell (1979), Narendranathan, Nickell et Stern (1985), Jenkins et García-Serrano (2000), Røed et Zhang (2003)). La situation conjoncturelle de référence apparaît, elle aussi, susceptible d'influencer la mesure de l'impact d'intérêt (Moffitt (1985), Arulampalam et Stewart (1995), Røed et Zhang (2003)). Enfin, l'étude de Tatsiramos montre qu'une indemnisation généreuse peut améliorer sensiblement la stabilité de l'emploi occupé par la suite. Il convient, toutefois, de noter la relative sensibilité des résultats recensés vis-à-vis de la spécification économétrique retenue (formulation du hasard de base, traitement de l'hétérogénéité inobservée, introduction de régresseurs variant dans le temps, type d'estimation mises en oeuvre...) <sup>39</sup>.

### **Durée maximale d'indemnisation et sorties du chômage**

L'analyse des effets de l'indemnisation sur le retour à l'emploi ne saurait se réduire à la seule prise en compte des montants versés aux bénéficiaires de l'assurance-chômage. La durée des prestations peut également influencer le comportement des agents et agir de façon significative sur le taux de sortie du

---

<sup>38</sup> En cela, nos conclusions rejoignent celles des précédents travaux sur le sujet (Atkinson et Micklewright (1991), Devine et Kiefer (1991), Cases (1994), Pedersen et Westergaard-Nielsen (1998), Holmlund et Fredriksson (2003)).

<sup>39</sup> Atkinson et al. (1984) ont montré, à ce propos, le manque de robustesse des estimations par rapport à la définition retenue pour mesurer le revenu de remplacement.

chômage. La présente section se propose de passer en revue les études menées sur ce sujet.

### *L'impact de la fin de droits sur le taux de sortie du chômage*

Un premier champ de questionnement concerne l'impact de la fin de droits sur les durées individuelles de chômage. Nombre d'études se sont ainsi évertuées à évaluer l'effet d'une modification des durées maximales d'indemnisation. Les travaux de Moffitt (1985) et Katz et Meyer (1990) s'intéressent au système assurantiel américain caractérisé par des durées d'indemnisation relativement courtes par rapport à celles observées dans la plupart des pays européens<sup>40</sup>. Disposant d'un échantillon de 4628 chômeurs masculins provenant de 13 Etats et percevant des allocations entre 1978 et 1983, Moffitt estime un modèle non paramétrique à hasards proportionnels qui le conduit à établir qu'un allongement des droits d'une semaine prolonge la durée de chômage de 0,15 semaine (soit 1 jour environ). L'étude de Katz et Meyer conclut, pour sa part, à un effet de l'ordre de 0,16 à 0,20 semaine (soit 1 à 1,5 jours).

L'analyse proposée par Card et Levine (2000) s'interroge sur la précision des résultats obtenus dans ces travaux, et souligne les limites d'une stratégie d'identification fondée exclusivement sur l'exploitation des variations observées entre Etats et au cours du temps en ce qui concerne la durée des allocations. L'extension des droits à l'indemnisation peut faire suite (comme dans le cas de certains Etats américains) à une période de ralentissement économique et répondre, par là même, à une contraction de la demande de main d'œuvre. Le caractère endogène des règles régissant la durée des prestations empêche, dès lors, de raisonner *toutes choses égales par ailleurs* (les perspectives d'emploi s'étant sensiblement détériorées). L'estimation se doit de prendre en considération la situation du marché du travail sous peine de surestimer l'effet spécifique de la mesure adoptée<sup>41</sup>. Afin de s'affranchir de ce biais d'endogénéité potentiel, Card et Levine proposent une stratégie d'identification alternative et examinent, pour cela, la réforme du *New Jersey Extended Benefits Program* qui prévoyait un allongement temporaire (de juin à novembre 1996) des durées maximales d'indemnisation (13 semaines supplémentaires) et présentait l'avantage d'avoir été entreprise indépendamment des conditions économiques de l'époque (qui se révélèrent

---

<sup>40</sup> Ce qui devrait se traduire *toutes choses égales par ailleurs* par la mise en évidence d'un effet de plus grande ampleur.

<sup>41</sup> En l'état, la baisse présumée du taux de sortie du chômage relève tout autant de l'effet désincitatif de la mesure adoptée que de la détérioration des perspectives d'emploi. Pour un niveau d'effort donné, un individu rencontre, à présent, davantage de difficultés dans sa recherche d'emploi, ce qui se traduit par un allongement de la durée moyenne passée au chômage, et ce, *indépendamment des variations observées dans les durées maximales d'indemnisation*. Ne pas tenir compte des tensions sur le marché du travail empêche toute distinction entre ces deux composantes et conduit à surestimer l'impact de la fin de droits sur les durées individuelles de chômage (on mesure en réalité un effet combiné et non un effet spécifique). Notons que Moffitt (1985) et Katz et Meyer (1990) retiennent le taux de chômage local comme variable explicative des durées chômées. Néanmoins, il est possible que ce dernier ne capte que partiellement les conditions à l'œuvre sur le marché du travail, ce qui aboutit à des résultats biaisés.

relativement stables sur la période). La comparaison des durées moyennes de chômage dans le groupe de traitement (allocataires de 1996 ayant bénéficié du NJEBP) et dans le groupe de contrôle (allocataires de 1995 et 1997 non concernés par l'application du NJEBP) indique que la réforme de 1996 n'a eu qu'un impact limité sur le comportement des agents, la proportion de chômeurs arrivant à épuisement de leurs droits (i.e. connaissant des épisodes de chômage plus longs) n'augmentant que de 1 à 3%. Les auteurs invoquent la nature temporaire du dispositif mis en œuvre pour justifier un tel résultat et cherchent à évaluer par la suite l'impact de « long terme » de cette même politique. Les simulations réalisées nous apprennent alors qu'un allongement des droits d'une semaine se serait soldé par une hausse de la durée moyenne du chômage de 0,07 semaine (soit 0,5 jour environ).

De nombreuses études européennes exploitent des données tirées de quasi « expériences naturelles ». Les travaux de Winter-Ebmer (1998) et Lalive et Zweimüller (2002) tirent par exemple profit d'une quasi-expérience menée en Autriche entre 1988 et 1993. Dans le cadre d'un ensemble de réformes structurelles, la durée maximale d'indemnisation passa de 52 à 209 semaines pour les travailleurs de plus de 50 ans vivant dans des régions autrichiennes spécifiques (celles touchées par la crise de l'acier). Winter-Ebmer exploite la tridimensionnalité (temps (avant/après), âge et lieu de résidence) du changement institutionnel et élabore une stratégie d'estimation en « différences de différences de différences » visant à identifier l'impact de la fin de droits sur le taux de sortie du chômage. L'auteur s'appuie également sur les fichiers de la Sécurité Sociale autrichienne dont il extrait un échantillon de 77 837 épisodes chômés ayant débuté entre 1986 et 1991. Les résultats obtenus révèlent que l'allongement des droits d'une semaine prolonge la durée moyenne du chômage de 0,03 semaine (soit 0.2 jour environ). Winter-Ebmer se propose dans une seconde étape d'affiner l'analyse en décomposant l'échantillon de référence par genre et selon la destination de sortie (emploi, recall, inactivité, retraite). L'approche retenue l'autorise à mener des estimations en sous-groupes, idéales pour se prémunir contre les biais de composition et autres biais d'agrégation. Il ressort de cette analyse que l'effet désincitatif d'une extension des droits à l'indemnisation n'est significatif que pour les hommes effectuant la transition entre chômage et emploi (aucun impact significatif n'est reporté pour les femmes, et ce, quelque soit la destination considérée). L'auteur conclut en soulignant l'impact positif (négatif) de la politique mise en œuvre sur la durée du chômage dans le cas d'épisodes de chômage supérieurs (inférieurs) à un an.

Lalive et Zweimüller reviennent, pour leur part, sur la question de l'endogénéité présumée<sup>42</sup> d'une réforme particulière (qui s'adresse plus particulièrement à une population fragilisée sur le marché du travail). Ils utilisent un échantillon quelque peu différent de celui de Winter-Ebmer (échantillon composé uniquement d'hommes ayant entre 45 et 54 ans) et axent leur stratégie opératoire sur l'obtention d'un estimateur robuste aux biais d'endogénéité. A en croire les résultats des différentes spécifications économétriques déployées, le biais en question aurait une influence non négligeable sur la mesure de l'impact de la fin de droits sur le taux de sortie du chômage<sup>43</sup>. Une estimation « naïve » suggère, en effet, que l'extension

---

<sup>42</sup> On retrouve, en cela, des considérations analytiques proches de celles de Card et Levine (2000).

<sup>43</sup> A ce propos, les auteurs signalent la symétrie des comportements individuels vis-à-vis de l'introduction ou l'abolition de la réforme étudiée (l'augmentation et la diminution des durées

de la durée maximale d'indemnisation aurait réduit les transitions vers l'emploi de 40% alors que ce chiffre n'est plus que de 17% si l'on tient compte de l'endogénéité du processus de décision politique. Au final, les conclusions de l'étude établissent, de façon robuste, qu'un allongement des droits d'une semaine prolonge la durée moyenne du chômage de 0,055 semaine (soit 0.4 jour environ).

### *L'impact de la fin de droits sur le profil temporel des sorties du chômage*

L'effet d'une modification de la durée maximale d'indemnisation sur l'évolution des taux de sortie individuels du chômage a également fait l'objet d'une attention particulière. Une tendance d'ensemble se dégage de la presque totalité des études sur le sujet. Il s'agit de la forte augmentation de la probabilité de sortie du chômage à l'approche de la fin des droits à l'indemnisation<sup>44</sup>. Nous reportons, ci-après, quelques-uns des résultats à titre d'illustration.

Les travaux de Katz et Meyer (1990) sur données américaines indiquent que le fait de passer de la 6<sup>ème</sup> à la 2<sup>ème</sup> semaine précédant la fin des droits augmente le taux moyen de sortie du chômage de 94%. Dans la dernière semaine, ce taux augmente de 78%. Au total, le taux de sortie du chômage fait donc plus que tripler en passant de la sixième à la dernière semaine avant la fin des droits.

Adamchik (1999) examine l'effet, potentiellement désincitatif, de l'accès aux prestations d'assurance-chômage sur le retour à l'emploi. Elle exploite, pour cela, un échantillon de 7339 chômeurs extrait d'Enquêtes sur la Population Active (*Labor Force Surveys*) conduites en Pologne entre 1994 et 1996. L'estimation se fait, quant à elle, par le biais d'un modèle semi-paramétrique de Cox. On observe alors un changement manifeste des comportements d'offre de travail en prévision de la cessation prochaine de tout versement assurantiel compensatoire. Inférieure de 77% en début de période chômée, la probabilité de sortie du chômage des allocataires devient, en effet, supérieure de 149% à celle des chômeurs non indemnisés, à l'approche de la fin des droits à l'indemnisation. Au total, les chances de trouver un emploi sont 11 fois plus importantes en fin d'épisode de chômage indemnisé pour les allocataires. En outre, l'auteur souligne l'existence de profils temporels de sortie du chômage différenciés selon le sexe. Pour les hommes, le taux de sortie du chômage des allocataires est significativement inférieur à celui des chômeurs non indemnisés au cours des 6 premiers mois. Par la suite, la tendance s'inverse et le taux de sortie du chômage des allocataires devient 3 fois plus élevé que celui des chômeurs non indemnisés lors de l'épuisement des droits acquis. Pour les femmes, la différence de taux en défaveur des allocataires persiste sur une plus longue période, mais la probabilité de sortie du chômage de ces dernières devient 1,8 fois plus élevée que celle des chômeuses non indemnisées lors de l'épuisement des droits acquis. Signalons, enfin, que le pic dans les sorties du chômage, mis en évidence à l'approche de la fin de droits à l'indemnisation, n'est plus observé chez les femmes

---

maximales d'indemnisation exercent des effets de même ampleur mais de sens opposé sur le taux de sortie du chômage).

<sup>44</sup> Certaines études emploient les terme de « pics » (*spike*) pour désigner cette augmentation conséquente dans la probabilité de sortir du chômage.

mariées (selon l'auteur, une fois leur droits épuisés, celles-ci seraient davantage enclines à se retirer du marché du travail).

Dormont, Fougère et Prieto (2001) étudient l'influence du profil d'indemnisation sur le taux de sortie vers l'emploi. Pour ce faire, ils s'intéressent plus particulièrement au passage d'un système à deux paliers (1986-1992), dans lequel les chômeurs percevaient une allocation de base (AB) avant de recevoir une allocation de fin de droits (AFD), à un système d'allocation unique dégressive (AUD). Les auteurs évaluent alors les taux de retour à l'emploi sous chacune des réglementations. Ils estiment un modèle à hasards proportionnels sur un échantillon de 25 743 chômeurs, échantillon extrait du fichier National des Allocataires (FNA) de l'Unedic. Les estimations révèlent l'existence, sous l'ancienne réglementation, d'un pic dans la reprise d'emploi à l'approche de la fin de la période d'indemnisation à taux plein<sup>45</sup>. Par ailleurs, les profils observés dépendent fortement des salaires de référence des chômeurs concernés. A l'exception des « bas salaires », le pic dans la reprise d'emploi apparaît d'autant plus marqué que l'individu considéré percevait un salaire élevé avant son entrée au chômage (le taux de retour à l'emploi des individus situés en haut de l'échelle salariale augmente, ainsi, de 100% au 14<sup>ème</sup> mois)<sup>46</sup>. En revanche, les résultats indiquent que l'introduction du système d'allocation unique dégressive en 1992, a considérablement contribué à écrêter le profil temporel des taux de reprise d'emploi (la remontée des taux mensuels entre le 12<sup>ème</sup> et 16<sup>ème</sup> mois n'est plus observée). En outre, on observe un écart très significatif entre les probabilités de rester en chômage sous les deux réglementations, écart qui n'est qu'en partie imputable à la détérioration de la conjoncture à partir de 1992. Ces résultats restent également robustes à la prise en compte d'une composante d'hétérogénéité individuelle non observée. Dormont, Fougère et Prieto concluent finalement que la dégressivité, telle qu'elle a été mise en oeuvre de 1992 à 1996, aurait ralenti le retour à l'emploi.

Joutard et Ruggiero (1994, 1996) étudient le cas français d'un système d'indemnisation à deux paliers (1986-1992) dans lequel les chômeurs perçoivent une allocation de base (AB) avant de recevoir une allocation de fin de droits (AFD). Ils s'intéressent, *de facto*, à la discontinuité du taux de sortie du chômage dans la période précédant immédiatement une baisse attendue du montant d'indemnisation ou l'épuisement des droits assurantiels. Les auteurs adoptent, en conséquence, un modèle semi-paramétrique de Cox à risques concurrents et proposent une modélisation flexible de la fonction de risque qui autorise les paramètres d'intérêt à différer sur certaines phases de l'épisode de chômage (les 3 derniers mois et les trente derniers jours précédant le passage de l'AB à l'AFD, les trois derniers mois et les trente derniers jours précédant la fin de droits). Ils disposent, par ailleurs, d'un extrait (6573 observations) du Fichier National des Allocataires de l'Unedic couvrant les années 1985 à 1989. D'une façon générale, le passage de l'AB à l'AFD favorise les transitions vers l'emploi. Chez les moins de 25 ans, l'écoulement d'un mois en début de période chômée accroît, *toutes choses égales par ailleurs*, la probabilité de

---

<sup>45</sup> Décroissant en début de période chômée, le hasard de base croît, par la suite, jusqu'au 14<sup>ème</sup> mois (qui correspond au passage de l'AB à l'AFD), avant de décroître à nouveau.

<sup>46</sup> Néanmoins, au-delà du 16<sup>ème</sup> mois de chômage indemnisé, les taux mensuels de retour à l'emploi des chômeurs sont proches, indépendamment du niveau de leur salaire de référence.

trouver un emploi de près de 3%. Ce chiffre passe à 6% lorsqu'il reste entre 2 et 6 mois d'indemnisation. Dans le dernier mois, le taux de retour à l'emploi augmente de plus de 58%. Enfin, se trouver en situation de prolongation éventuelle de droits étend cette hausse à plus de 126%. La perspective de perdre ses droits à l'AB modifie aussi sensiblement le comportement des 25-45 ans et des plus de 45 ans (ces derniers semblent réagir davantage lorsqu'ils se trouvent en situation de prolongation éventuelle des droits). En ce qui concerne la cessation de tout versement assurantiel compensatoire, le fait d'entrer dans le dernier mois d'indemnisation potentielle accroît le taux de sortie vers l'emploi des moins de 25 ans de 23% (contre 37% en situation de prolongation éventuelle de droits). Les classes d'âge supérieures se sentent, pour leur part, davantage concernées lorsqu'elles se trouvent en situation de prolongation éventuelle de droits. En revanche, aucun impact significatif n'a pu être mis en évidence pour les sorties vers l'inactivité. En outre, les auteurs précisent que l'augmentation du taux de retour à l'emploi concernent essentiellement certains profils types de chômeurs. Ceux-ci sont généralement diplômés, au chômage pour cause de fin de contrat de travail, et ne relèvent pas d'une catégorie spécifique signalant une mauvaise insertion sur le marché du travail. Symétriquement, les transitions vers l'inactivité font l'objet d'effets contrastés des facteurs individuels et concernent principalement les non diplômés et les victimes d'une mauvaise insertion sur le marché du travail. Notons, enfin, que Joutard et Ruggiero suggèrent de nuancer les résultats obtenus par la prise en compte du type d'emploi retrouvé à l'issue de l'épisode de chômage.

L'étude réalisée par Addison et Portugal (2004) analyse dans quelle mesure l'accès aux allocations influence le profil temporel des durées individuelles de chômage. Cette approche les amène, en particulier, à prêter attention à l'effet de la fin de droits sur le comportement des chômeurs indemnisés. Les auteurs utilisent, pour cela, un modèle constant par intervalles (*piecewise constant hazard*) offrant une certaine flexibilité dans la modélisation de la fonction de hasard de base. Ils disposent, également, de données d'enquêtes effectuées aux Etats-Unis entre 1996 et 1998. L'estimation porte ainsi sur un échantillon de 2762 individus qu'on distingue selon leur statut vis-à-vis de l'assurance-chômage (indemnisés ou non indemnisés). A la lecture des résultats, on constate, qu'en début de période, le taux de sortie du chômage des allocataires est inférieur de 40% à celui des chômeurs non indemnisés<sup>47</sup>. Cette tendance s'inverse, néanmoins, par la suite et la cessation du versement d'allocations modifie sensiblement le comportement d'offre de travail des bénéficiaires de l'assurance-chômage. En effet, le taux de sortie du chômage des allocataires devient alors 2,54 fois plus élevé que celui des chômeurs non indemnisés et lui demeure supérieur de 27% après épuisement des droits à l'indemnisation<sup>48</sup>. Une analyse complémentaire confirme les résultats précédents et précise l'évolution des taux de sortie individuels du chômage. Vingt semaines avant la fin des droits, le taux de sortie du chômage des allocataires est 3 fois plus faible que celui des chômeurs non indemnisés. A dix semaines de l'échéance, le taux de sortie du chômage des allocataires se fixe aux deux tiers de celui des chômeurs non

---

<sup>47</sup> Autrement dit, le versement d'un revenu compensatoire irait de pair avec une réduction du taux de sortie des bénéficiaires.

<sup>48</sup> Les auteurs soulignent, toutefois, la moindre précision de ce dernier résultat.

indemnisés. Dans la dernière semaine, la différence de taux n'est plus que de 3,3% en défaveur des allocataires. Naturellement, le changement le plus notable concerne la fin de droits qui s'accompagne d'une hausse considérable du taux de sortie du chômage des allocataires qui devient 2,43 fois plus élevé que celui des chômeurs non indemnisés. Ces résultats restent également robustes à la prise en compte d'une composante d'hétérogénéité individuelle non observée.

A nouveau, les différentes études aboutissent à des conclusions en accord avec la théorie du *job search*. L'augmentation de la durée potentielle d'indemnisation se traduit par un allongement des durées chômées et l'on assiste à une forte augmentation de la probabilité de sortie du chômage à l'approche de la fin des droits compensatoires. Les travaux recensés mentionnent, en outre, l'existence d'effets différenciés selon l'âge ou le sexe des individus (Winter-Ebmer (1998), Joutard et Ruggiero (1994, 1996)). Certains profils de chômeurs seraient ainsi davantage favorables au retour à l'emploi que d'autres (Joutard et Ruggiero (1994, 1996), Dormont, Fougère et Prieto (2001)). Le profil d'indemnisation est également apparu susceptible d'influencer les taux de sortie du chômage (Dormont, Fougère et Prieto, 2001). Les modèles à risques concurrents de Winter-Ebmer (1998) et Addison et Portugal (2003) soulignent, pour leur part, l'intérêt de distinguer plusieurs états de sortie pour l'évaluation de l'impact réel de l'indemnisation sur le retour à l'emploi. Quelques études (Katz et Meyer (1990), Lalive, Van Ours et Zweimüller (2004)) mettent, par ailleurs, en évidence une plus grande sensibilité des comportements individuels d'offre de travail à un changement des durées potentielles d'indemnisation (relativement à une modification du ratio de remplacement). Il importe, enfin, de tenir compte de la situation du marché du travail sous peine de surestimer l'effet causal d'intérêt (Card et Levine (2000), Lalive et Zweimüller (2002)).

## **Suivi et accompagnement des chômeurs**

Longtemps concentrée sur l'analyse des effets attribuables à une modification des « règles générales » d'indemnisation, la littérature empirique ne s'est intéressée que depuis peu à la question connexe des dispositifs d'incitation à la reprise d'emploi. Cet engouement récent fait suite à l'adoption de programmes de suivi et d'accompagnement des chômeurs par un nombre croissant d'Etats au cours de ces dernières années, et répond au besoin d'évaluation suscité par la mise en place de tels systèmes. Par la suite, nous nous inspirerons dans une large mesure de la synthèse élaborée par Fougère (2000) sur le sujet. Nous rendrons compte successivement des études consacrées au suivi des chômeurs et à l'application de sanctions (incitations « indirectes » à la reprise d'emploi) et de celles abordant le thème du versement de primes et traitant de l'accompagnement des chômeurs (incitations « directes » au retour à l'emploi).

### *Suivi des chômeurs et sanctions*

L'étude la plus convaincante consacrée à l'évaluation de l'impact des dispositifs renforcés de vérification des droits à l'assurance-chômage et de contrôle de l'activité de recherche des chômeurs est celle d'Ashenfelter, Ashmore et

Deschênes (1999). Les auteurs exploitent les résultats d'expérimentations contrôlées menées entre décembre 1984 et avril 1985 dans quatre Etats américains (Connecticut, Massachusetts, Tennessee et Virginie). Selon l'étude, ces dispositifs auraient permis de réduire le nombre de demandes indues d'ouverture de droits sans parvenir, toutefois, à influencer significativement sur la durée effective des épisodes de chômage ou le montant total des indemnités versées. Ces résultats ne procèdent, néanmoins, que de la seule analyse des effets observés en début de période chômée et concernent une époque où le taux de chômage agrégé était particulièrement élevé aux Etats-Unis.

Les études économétriques essayant de mesurer l'effet des sanctions sous forme de réduction, permanente ou temporaire, partielle ou totale, des indemnités de chômage sont encore peu nombreuses à ce jour et concernent essentiellement certains pays européens ayant adopté ce type de dispositif.

L'étude de Abbring, Van den Berg et Van Ours (2000) s'intéresse au système de sanctions hollandais et à son impact sur le taux de retour à l'emploi des chômeurs indemnisés. Dans l'esprit des auteurs, la sanction est conçue comme un processus endogène déterminé par un ensemble de variables explicatives (âge, sexe, région de résidence,...) et une composante individuelle non observable pouvant être corrélée avec celle affectant le taux de sortie du chômage. L'approche adoptée les conduit ainsi à spécifier un modèle de durée bivarié avec hétérogénéité non observée qu'ils estiment à partir de données administratives en rapport avec le secteur des « industries métallurgiques et électrotechniques » et celui des « banques, assurances, commerces de gros et autres services commerciaux »<sup>49</sup>. Dans les deux secteurs, on constate alors que le taux de sortie du chômage augmente significativement après imposition de la sanction. Dans le cas des hommes, ce taux augmente de 61% dans le secteur des industries métallurgiques, et de 36% dans celui des banques et assurances. Dans le cas des femmes, les effets observés sont encore plus forts : augmentation de 98% du taux de sortie dans le secteur des industries métallurgiques, et de 85% dans celui des banques et assurances. Le modèle souffre néanmoins d'une spécification économétrique trop restrictive et d'une définition discutable des groupes de « traitement » et de « contrôle » retenus. Au-delà du faible nombre de sanctions recensées, on peut également déplorer l'absence de toute information concernant la cause, l'ampleur ou la durée des pénalités imposées.

Jensen, Nielsen et Rosholm (1999) s'intéressent aux effets de l'introduction du Youth Unemployment Programme (YUP) sur les taux de sortie du chômage des jeunes danois. Instauré en 1996, le dispositif en question prévoyait la mise en place d'aides ciblées en direction des moins éduqués ainsi que le développement d'incitations à poursuivre une formation. Les individus concernés se virent ainsi offrir une formation professionnelle de 18 mois adaptée à leur profil, moyennant une réduction de 50% de leurs indemnités. Tout refus entraînait, pour sa part, la perte des droits individuels à l'assurance-chômage. Les auteurs cherchent à évaluer trois types d'effets : l'effet d'annonce, l'effet intrinsèque du programme et l'effet de la sanction

---

<sup>49</sup> A titre indicatif, les échantillons utilisés contenaient respectivement 7758 épisodes (5728 pour les hommes, 2030 pour les femmes) parmi lesquels 165 (116 pour les hommes, 49 pour les femmes) ont donné lieu à des sanctions et 32331 épisodes (16911 pour les hommes, 15420 pour les femmes) dont 760 (393 pour les hommes, 367 pour les femmes) ont donné lieu à des sanctions.

sur le chômage des jeunes. Ils estiment pour cela des modèles à hasards proportionnels sur un échantillon comprenant un groupe de traitement et un groupe de contrôle comptant respectivement 301 et 520 observations. Les auteurs remarquent alors un effet significatif de la mise en place du YUP sur la probabilité des jeunes de reprendre leurs études, résultat qu'ils expliquent essentiellement par l'effet intrinsèque de la réforme. Ils notent également l'influence, jugée plus faible, du dispositif mis en place sur la probabilité des jeunes de trouver un emploi. Si l'influence du YUP semble significative à court terme, les auteurs s'interrogent néanmoins sur l'efficacité de cette dernière à long terme, ce qui pose le problème de la stabilité des emplois pourvus et de la récurrence des phases du chômage des jeunes. Signalons, enfin, que Fougère (2000b) souligne plusieurs défauts méthodologiques sérieux (en particulier, l'existence d'un biais de sélection) pouvant remettre en cause la validité des résultats obtenus.

Lalive, Van Ours et Zweimüller (2005) se proposent d'étudier dans quelle mesure l'existence d'un dispositif de sanctions influence la durée moyenne du chômage. Ils distinguent, pour ce faire, l'effet inhérent à la mise en œuvre d'une sanction (qualifié de *ex post*) de celui où le risque même d'être pénalisé suffit, à lui seul, à encourager à la recherche d'emploi (*ex ante*). L'échantillon utilisé (10 404 chômeurs) provient de sources administratives suisses sur la période 1997-1999 et concerne exclusivement les cantons de Zurich, Fribourg et Graubünden. L'identification de l'effet *ex post* repose sur l'estimation d'un modèle constant par intervalles intégrant une composante d'hétérogénéité non observée discrète. Les données disponibles permettent, également, de séparer l'effet spécifique à l'annonce d'une sanction de celui imputable à une réduction effective des indemnités compensatoires<sup>50</sup> et garantissent, ainsi, l'obtention de résultats non biaisés (à la différence de bon nombre d'études sur le sujet qui ne possèdent pas une telle information et surestiment, en conséquence, l'impact réel des sanctions sur la durée moyenne du chômage). L'identification de l'effet *ex ante* exploite, pour sa part, les variations observées au niveau des agences pour l'emploi en ce qui concerne la fréquence des avertissements formulés à l'encontre des chômeurs. Selon les auteurs, les différences enregistrées reflèteraient la sévérité relative du système de sanctions et permettraient d'en évaluer l'impact dissuasif sur le comportement des chômeurs. Forte de ces considérations, l'estimation de l'effet *ex ante* est alors obtenue en régressant les variations du taux de sortie des chômeurs non sanctionnés sur une variable traduisant la rigueur avec laquelle est appliquée la politique de sanctions au niveau des différentes agences pour l'emploi. Au vu des résultats, il semblerait que les effets *ex post* et *ex ante* soit tous deux significatifs et positifs. En effet, on note une augmentation de 25,2% du taux de sortie du chômage suite à l'annonce d'une sanction. Une réduction effective des indemnités compensatoires aboutit, quant à elle, à une hausse additionnelle de ce taux de 19,8% (effets *ex post*). Des tests complémentaires montrent que ne pas tenir compte de la composante préventive du mécanisme de sanction conduit à surestimer considérablement l'impact réel de ces dernières sur le taux de sortie du chômage (la hausse mesurée atteignant alors 166,7%). Il apparaît, en outre, que les effets mis en évidence varient dans le temps.

---

<sup>50</sup> En Suisse, la réduction des indemnités de chômage est totale mais temporaire (60 jours au plus). Aussi l'absence de variation dans l'intensité des sanctions ne permet-elle pas d'étudier expressément l'influence de ce paramètre sur le comportement des chômeurs.

Ainsi, l'effet spécifique à l'annonce d'une sanction diminue passés trente jours (hausse de 32% du taux de sortie lors de l'annonce, diminution de ce taux de 16% trente jours plus tard). En revanche, on constate, de façon surprenante, une nouvelle hausse de 9% du taux de sortie des chômeurs pénalisés (relativement à celui de leurs homologues non sanctionnés) soixante jours après la mise en application de la sanction (la hausse observée atteignait alors 46%). Signalons, enfin, que Lalive et al. estiment l'élasticité du taux de sortie par rapport au taux de mise en garde à 0,130 (effet *ex ante*).

### *Primes de retour à l'emploi et accompagnement des chômeurs*

Les études économétriques consacrées à l'évaluation des programmes prévoyant le versement de primes de retour à l'emploi concernent essentiellement la série d'expérimentations réalisées aux Etats-Unis à la fin des années 80<sup>51</sup>. Ces expérimentations opèrent une répartition aléatoire de la population d'intérêt (les chômeurs éligibles au régime d'assurance-chômage) en sous-échantillons de tailles voisines. Une prime est, par la suite, octroyée aux membres du groupe de traitement (à condition que ces derniers puissent justifier d'une embauche rapide et durable), les membres du groupe de contrôle bénéficiant, quant à eux, des allocations et services déjà existants. En dépit de l'hétérogénéité des conditions d'attribution des primes, une comparaison inter-groupes permet alors de conclure que, pour l'ensemble des expérimentations, l'existence de bonus incite les chômeurs à réduire significativement la durée de leur période de chômage indemnisé. On constate, en effet, que la période moyenne de chômage indemnisé du groupe de traitement est inférieure de 1,15 semaines à celle du groupe de contrôle dans l'expérimentation de l'Illinois, ces chiffres étant respectivement de 0,90 ; 0,92 et 0,73 semaines pour les expérimentations du New Jersey, de Pennsylvanie et de Washington. Meyer (1995) relève néanmoins trois sources de biais pouvant affecter potentiellement les résultats obtenus.

- Des effets de déplacement peuvent ainsi être observés si l'attractivité des primes conduit les chômeurs du groupe de traitement à accroître l'intensité de leur recherche aux dépens de leurs homologues du groupe de contrôle qui souffrent, en retour, des restrictions relatives à la quantité d'offres d'emploi accessibles (d'où une éventuelle hausse de la durée moyenne des périodes de chômage indemnisé au sein du groupe de contrôle).
- Le comportement de recherche des individus peut également être modifié par les sentiments qu'ils éprouvent lors de leur affectation dans l'un des deux groupes (sentiment de gratitude pour les membres du groupe de traitement qui réduisent en conséquence leur période de chômage indemnisé, sentiment d'injustice pour ceux du groupe de contrôle qui peuvent se sentir moins enclins à chercher activement un emploi qu'en l'absence de primes), et ce,

---

<sup>51</sup> Dans l'ordre chronologique : l'*Illinois Unemployment Insurance Incentive Experiment* (1984), le *New Jersey Unemployment Insurance Re-employment Demonstration* (1986-1987), le *Washington Re-employ Bonus Experiment* (1988-1989) et le *Pennsylvania Re-employ Bonus Demonstration* (1988-1989). Pour une présentation détaillée des enjeux, caractéristiques et résultats de ces diverses expérimentations, nous renvoyons le lecteur intéressé à la synthèse de Meyer (1995) sur le sujet.

indépendamment de l'effet spécifique aux primes octroyées. On parle d'« effet Hawthorne »<sup>52</sup>.

- Enfin, l'offre de primes peut donner lieu à une augmentation du nombre de demandes d'ouverture de droits en incitant les chômeurs ayant de très courtes durées de chômage à réclamer leur dû (alors qu'ils n'en faisaient rien auparavant) afin de bénéficier des mesures incitatives mises en place. L'intégration de ces chômeurs au sein du dispositif expérimental conduit mécaniquement à une diminution de la durée moyenne des périodes de chômage indemnisé et on surestime, par conséquent, l'effet spécifique aux primes versées.

Des expérimentations comparables furent réalisées dans le cadre des aides élargies et personnalisées à la recherche d'emploi<sup>53</sup>. Les résultats attestent alors d'une réduction de la durée moyenne de la période de chômage indemnisé consécutivement à un accroissement des aides personnalisées<sup>54</sup>. L'impact de ce dispositif sur les sorties du chômage apparaît également relativement plus important que celui des primes de retour à l'emploi. Toutefois, l'ampleur de cet effet reste conditionné par la nature du système mis en place et semble d'autant plus fort que l'intensité des aides fournies et la fréquence du suivi individuel sont élevées et adaptées au profil du chômeur. Meyer (1995) souligne, enfin, la fiabilité des conclusions provenant de ce type d'expériences, peu enclines à l'émergence d'effets pervers<sup>55</sup>.

Dolton et O'Neill (1996) proposent une évaluation du programme *Restart* instauré en Grande-Bretagne à la fin des années 80. Destiné principalement à fournir aux chômeurs des prestations d'accompagnement, le dispositif mis en place prévoyait également un entretien obligatoire au-delà du sixième mois de chômage, sous peine de sanction (suppression des droits individuels à l'indemnisation). Réalisée sur la base d'une expérimentation contrôlée, l'étude portait sur un échantillon aléatoire de

---

<sup>52</sup> Le terme provient des expériences menées dans l'établissement d'Hawthorne de la Western Electric Company, à Chicago entre 1924 et 1933. La première de ces expériences montra que des variations de la luminosité sur le lieu de travail avaient pour effet une amélioration de la productivité et de la satisfaction des salariés, indépendamment du fait que la lumière fut plus ou moins forte.

<sup>53</sup> Dans l'ordre chronologique : le *Nevada Claimant Placement Programme* (1977-1978), le *Charleston Claimant Placement and Work Test Demonstration* (1983), le *New Jersey Unemployment Insurance Re-employment Demonstration* (1986-1987), le *Washington Alternative Work Search Experiment* (1986-1987), le *Nevada Claimant Employment Programme* (1988-1989) et le *Re-Employ Minnesota Project* (1988-1990). A nouveau, pour une présentation détaillée des enjeux, caractéristiques et résultats de ces diverses expérimentations, nous renvoyons le lecteur intéressé à la synthèse de Meyer (1995) sur le sujet.

<sup>54</sup> La période moyenne de chômage indemnisé du groupe de traitement serait ainsi inférieure de 4,32 semaines à celle du groupe de contrôle dans l'expérimentation du Minnesota, ces chiffres étant respectivement de 3,90 ; 1,60 ; 0,70 et 0,50 semaines pour les expérimentations du Nevada I, Nevada II, Charleston et New Jersey.

<sup>55</sup> Seuls des effets de type Hawthorne sont susceptibles de biaiser les résultats.

8925 individus entrant dans leur sixième mois de chômage. Si la plupart des élus furent convoqués à l'entretien initial (groupe de traitement), une fraction de l'échantillon (582 individus) fut, en revanche, exemptée de ce premier rendez-vous, auquel se substitua une autre entrevue au bout du douzième mois de chômage (groupe de contrôle). Six mois après ces différents entretiens, une enquête de suivi permit de connaître la situation de 4565 chômeurs de l'échantillon initial, dont 323 membres du groupe de contrôle. L'exploitation statistique des données recensées révèle une baisse significative de la durée moyenne de chômage des bénéficiaires du dispositif. En outre, les taux de sortie individuels sont relativement plus élevés pour les membres du groupe de traitement que ceux du groupe de contrôle et l'écart observé perdure jusqu'au 18<sup>ème</sup> mois de chômage, ce qui suggère une plus grande efficacité des aides personnalisées dispensées en début de période chômée.

L'étude réalisée par Crépon, Dejemeppe et Gurgand (2005) propose une évaluation statistique du suivi individualisé des chômeurs instauré en France, en juillet 2001, dans le cadre du Plan d'aide au retour à l'emploi (PARE). A ce titre, 4 catégories de prestations font l'objet d'une attention particulière : deux sont destinées à apprécier les compétences professionnelles des demandeurs (évaluations « simples » et bilans de compétence approfondis), les deux autres ayant vocation à les accompagner dans leur recherche d'emploi (aides à la recherche d'emploi et aides à la constitution de projet). En outre, les auteurs insistent sur la nécessité de mener une analyse simultanée des durées de chômage et des récurrences, du fait de la nature potentiellement ambivalente des objectifs assignés aux différents dispositifs considérés<sup>56</sup>. Les données utilisées sont celles du Fichier historique statistique (FHS) de l'ANPE dont les auteurs exploitent un extrait au 12<sup>ème</sup>, lequel compte 404 302 individus inscrits au chômage entre juillet 2001 et septembre 2003. La modélisation des trajectoires individuelles respecte, pour sa part, l'hypothèse de hasards proportionnels. L'estimation s'accommode du problème de sélection<sup>57</sup> latent en privilégiant une comparaison des taux de sortie avant/après traitement plutôt qu'une comparaison bénéficiaires/non-bénéficiaires. La stratégie mise en oeuvre consiste alors à estimer conjointement les paramètres des 6 processus (sortie du chômage, sortie de l'emploi et accès à chacune des 4 prestations étudiées), ainsi que les corrélations entre les termes inobservés. Les résultats obtenus révèlent un effet positif des évaluations et des aides à la recherche d'emploi qui semblent accélérer significativement la sortie du chômage (augmentation des taux de sortie de 46% et 23% respectivement). En revanche, on note un effet de signe contraire des aides à la constitution de projet (-7%) et les bilans de compétence approfondis restent sans impact sur les transitions observées. En ce qui concerne les flux entre emploi et chômage, on constate que la plupart des prestations (hors évaluations) permettent de réduire la récurrence des périodes chômées, mais l'effet en question demeure de faible ampleur (entre 6 et 14%). La prise en compte de l'hétérogénéité inobservée

---

<sup>56</sup> Les dispositifs d'aide à la recherche d'emploi peuvent, en effet, avoir pour objectif de réduire significativement les durées passées au chômage (au risque de placer les demandeurs sur des postes instables ou qui leur conviennent mal) et/ou garantir un emploi durable et adapté au profil des individus (d'où un allongement des durées chômées contrebalancé, en théorie, par une réduction, à plus long terme, des récurrences).

<sup>57</sup> Le problème de sélection tient au fait que les caractéristiques observées et inobservées des individus affectent à la fois l'accès aux prestations et à l'emploi.

modifie quelque peu les conclusions précédentes<sup>58</sup>. L'effet des aides à la recherche d'emploi apparaît désormais sensiblement plus important (hausse du taux de sortie de 73%) et l'ensemble des prestations a un impact conséquent sur la réduction de la récurrence des épisodes de chômage (diminution comprise entre 49% et 58%). Les résultats ainsi mis en évidence varient avec un certain nombre de caractéristiques individuelles (en particulier, l'âge, le niveau d'éducation et l'historique des situations de chômage antérieures). En outre, lorsqu'on autorise l'effet des prestations à varier dans le temps, on remarque que les aides à la constitution de projet et les aides à la recherche d'emploi ont une influence significativement positive sur le taux de sortie de l'agent de référence (respectivement, +25% et +19%) trois mois après le début du traitement alors qu'elles exerçaient initialement un effet négatif. L'analyse conclut, par ailleurs, à un moindre impact des prestations pour les cohortes les plus récentes<sup>59</sup>. Les auteurs étudient, enfin, l'influence indirecte d'un revenu de remplacement sur l'aptitude des prestations à agir ou non sur les trajectoires individuelles. Si aucun impact n'est clairement établi en ce qui concerne les transitions entre chômage et emploi, il apparaît, toutefois, que l'effet du traitement est sensiblement plus élevé pour les individus ne recevant pas d'allocations que pour leurs homologues indemnisés (bénéficiaire d'un traitement réduit la récurrence des non indemnisés de 52-87% contre 19-41% pour les chômeurs indemnisés). Des simulations complémentaires viennent confirmer l'impact des prestations sur la vitesse de sortie du chômage et la récurrence et souligner, à nouveau, la prédominance de l'effet exercé sur cette dernière.

Dans l'ensemble, les résultats recensés confirment les prédictions théoriques des modèles de prospection. Les différentes études consacrées à l'évaluation des dispositifs de sanctions rendent, ainsi, compte d'un effet positif de ces systèmes sur les sorties du chômage. Si l'article de Lalive, Van Ours et Zweimüller (2005) se distingue par l'intérêt qu'il accorde à l'estimation de l'effet *ex ante* des sanctions, certains travaux souffrent, néanmoins, de sérieux problèmes méthodologiques (biais de sélection<sup>60</sup>, estimation partielle de l'impact d'intérêt<sup>61</sup>...) pouvant remettre en

---

58 L'examen des corrélations montre que les différents traitements sont prioritairement affectés aux individus ayant des taux de transition entre chômage et emploi ex-ante plus faibles. Ces dispositifs bénéficient également, dans une plus large mesure, aux agents ayant des risques de récurrence plus élevés.

59 Différents facteurs sont susceptibles d'expliquer ce résultat : dégradation de la conjoncture, baisse de l'efficacité du dispositif à mesure qu'il est plus largement mis en œuvre,...

60 Les études recensées reposent, en effet, sur l'exploitation de données non expérimentales sujettes à l'apparition de biais de sélection. Dès lors que l'imposition de sanctions répond à une logique comportementale spécifique de la part de certains chômeurs, il est probable que les chômeurs sanctionnés diffèrent sensiblement de leurs homologues non sanctionnés. Les groupes ainsi constitués ne sont donc pas des sous-échantillons aléatoires de la population de référence et l'estimateur obtenu est affecté d'un biais qu'il convient de corriger.

61 Estimer un modèle sous forme réduite permet d'évaluer l'impact de la mise en œuvre de sanctions sans pour autant prendre en compte l'effet de « menace » exercé *ex ante* par un tel dispositif. En présence d'aversion pour le risque, le simple fait de vivre dans un système avec sanctions peut encourager à la recherche d'emploi. Ne pas tenir compte de cet effet potentiellement incitatif conduit alors à mésestimer l'effet étudié.

cause la pertinence des conclusions établies. L'analyse des dispositifs d'accompagnement atteste, quant à elle, des vertus incitatives des aides personnalisées et autres primes permettant de réduire la durée des périodes de chômage indemnisé. A cet égard, la contribution de Crépon, Dejemeppe et Gurgand (2005) s'illustre par la mise en évidence de l'aptitude des prestations d'accompagnement à réduire la récurrence des périodes chômées.

Au terme de l'analyse, quel bilan pouvons-nous faire de la littérature consacrée aux effets de l'indemnisation sur le retour à l'emploi ? Si la théorie du *job search* s'est révélée précieuse pour l'étude des comportements individuels d'offre de travail, la représentation du marché du travail qu'elle propose n'en demeure pas moins approximative (en particulier en ce qui concerne la modélisation des systèmes d'assurance-chômage) et inadaptée à une appréciation univoque de l'impact d'intérêt. Une approche structurelle de l'indemnisation reste préférable à une conception uniquement monétaire et la prise en compte de contraintes institutionnelles nuance sensiblement les conclusions établies par le modèle standard.

En dépit de ses insuffisances, la théorie du *job search* s'impose, néanmoins, comme le cadre analytique de référence pour l'évaluation. L'examen des différents travaux appliqués souligne, en effet, l'adéquation des résultats recensés aux prédictions théoriques des modèles de référence. On constate, ainsi, l'existence d'une relation positive entre le niveau d'indemnisation et la durée moyenne du chômage (l'élasticité correspondante étant généralement comprise entre 0.1 et 1.0). L'augmentation de la durée potentielle d'indemnisation se traduit, pour sa part, par un allongement des durées chômées et on assiste à une forte augmentation de la probabilité de sortie du chômage à l'approche de la fin des droits compensatoires. L'évaluation des dispositifs d'accompagnement et de sanctions permet, enfin, de mettre en évidence un effet positif de ces systèmes sur les sorties du chômage. L'approche retenue demeure, toutefois, parcellaire et impropre à retranscrire la polysémie du concept d'indemnisation. En outre, les résultats apparaissent relativement sensibles vis-à-vis de la structure de l'échantillon, l'époque de référence ou la spécification économétrique adoptée, ce qui nuit à la comparabilité entre études.

Au final, il nous semble que la complexité grandissante des systèmes d'assurance-chômage et le développement des incitations non-monétaires posent en des termes renouvelés la question des effets de l'indemnisation du chômage sur le retour à l'emploi. Ce constat nécessite un ajustement des cadres analytiques de référence (théorie de la recherche d'emploi, économétrie des modèles de durée) et ouvre, ainsi, de nouvelles perspectives dans ce domaine de recherche.

## **Entrer et sortir du chômage : faits stylisés**

L'objet de cette deuxième partie est de mobiliser les données du fichier historique statistique de l'ANPE et des fichiers d'indemnisation de l'Unédic pour décrire les parcours de retour à l'emploi des chômeurs de façon détaillée. Nous suivons deux cohortes de douze mois d'entrées en chômage. La première cohorte fait suite à l'introduction du Plan d'Aide au Retour à l'Emploi après le 1<sup>er</sup> juillet 2001 et s'étend jusqu'au 30 juin 2002. La nouvelle Allocation d'Aide au Retour à l'Emploi perçue par ces chômeurs n'est plus dégressive dans le temps, contrairement à l'ancienne AUD instaurée en 1992. La deuxième cohorte est suivie après la nouvelle réforme mise en œuvre le 1<sup>er</sup> janvier 2003 qui fait passer le nombre de filières d'indemnisation de 8 à 4. Le suivi de deux cohortes ne suffit pas pour déterminer quels sont les effets de l'indemnisation sur la durée du chômage, mais il permet de mettre en évidence certaines singularités dans les trajectoires des chômeurs.

L'analyse est menée en distinguant les cohortes selon les filières d'indemnisation. Dans un premier temps, on décrit les entrées en chômage à l'aide de données de cadrage illustrant les spécificités des différentes filières. Dans un deuxième temps, on décrit les sorties du chômage en distinguant selon la pérennité des sorties et selon leur destination. Du côté des entrées en chômage comme des sorties, nous insistons sur le rôle déterminant que joue la filière d'indemnisation sur les trajectoires des chômeurs, avant comme après la réforme de 2003.

### **Entrées en chômage : des différences très marquées selon les filières**

L'ensemble des demandeurs d'emploi est considéré, soit les DEFM de catégories 1,2,3 et 6,7,8. On intègre tous les inscrits à l'ANPE quel que soit le type de contrat de travail recherché et qu'ils exercent ou non une activité réduite. Il s'agit là d'un ensemble nettement plus large que celui des chômeurs BIT, des chômeurs de catégorie 1 de l'ANPE ou des chômeurs indemnisés (encadré).

Cet ensemble correspond à un stock de chômeurs de 3,8 millions d'inscrits fin 2005 (tableau 1). Mais les cohortes que l'on suit correspondent à des flux de nouveaux entrants et n'ont donc pas la même taille. Entre juillet 2001 et juin 2002, on dénombre chaque mois en moyenne de l'ordre de 277 000 entrées en chômage, ce qui correspond au total à un effectif de 3 320 000 demandeurs d'emploi. En 2003, où le marché du travail est globalement plus dégradé qu'en 2001, on dénombrait chaque mois 300 000 entrées en chômage, soit 3 526 000 nouveaux demandeurs d'emploi chaque année.

Encadré  
**Champ de l'étude**

Dans cette étude, nous nous intéressons à l'ensemble des chômeurs inscrits à l'ANPE qu'ils soient ou non indemnisés. Il s'agit là d'une définition large du chômage qui comprend l'ensemble des demandes d'emploi en fin de mois des catégories 1,2,3 et 6,7,8. Elle prend en compte les chômeurs qui n'exercent pas d'activité réduite (catégories 1 à 3) et les demandeurs d'emploi qui exercent une activité réduite de plus de 78 heures, qu'ils recherchent un CDI à temps complet (catégorie 6), à temps partiel (catégorie 7), ou un autre contrat (catégorie 8).

Nous ne sommes donc pas sur le champ du chômage au sens du BIT, qui est la définition statistique de chômage utilisée en comparaison internationale. Les chômeurs BIT sont sans emploi, disponibles pour occuper un emploi et recherchent activement un emploi, mais ils peuvent ne pas être inscrits à l'ANPE et ne recherchent pas nécessairement un CDI à temps complet. On n'est pas non plus sur le champ des chômeurs de catégorie 1 qui sont des personnes inscrites comme demandeur d'emploi à l'ANPE, sans emploi, disponibles et qui recherchent un emploi à durée déterminée et à temps complet. Les DEFM de catégorie 1 occupent parfois un emploi sur une durée limitée ou à temps partiel (qualifié d'« activité réduite »). Fin 2005, le nombre de chômeurs au sens du BIT est de 2 611 000 et l'on dénombre 2 381 800 demandeurs d'emploi inscrits en catégorie 1 (en données brutes).

Le champ de la présente étude est plus large. Fin 2005, il correspond à plus de 3,8 millions de demandeurs d'emploi. Parmi ces chômeurs, plus d'un sur quatre ne recherche pas (plus ?) de CDI à temps complet. L'agence recense 961 000 demandeurs d'emploi qui ne recherchent pas un CDI à temps complet et ne figurent donc pas dans la catégorie 1 de l'ANPE (dont 110 000 exercent une activité réduite de plus de 78 heures). Depuis 1983, ces demandeurs d'emploi sont classés en catégorie 2 s'ils recherchent un CDI à temps partiel et en catégorie 3 s'ils recherchent un CDD, un emploi temporaire ou saisonnier. Depuis 1995, les demandeurs d'emploi qui exercent une activité réduite de plus de 78 heures sont classés dans des catégories spécifiques, notées de 6 à 8 selon le type d'emploi qu'ils recherchent. Fin 2005, l'ANPE recense 680 000 demandeurs d'emploi qui travaillent plus de 78 heures par mois et 517 000 qui exercent une activité réduite de moins de 78 heures par mois. Au total, plus de 30 % des chômeurs inscrits à l'ANPE travaillent (tableau 1).

Remarquons que les DEFM de toutes catégories ne correspondent pas aux chômeurs indemnisés. Le nombre de chômeurs indemnisés est d'un ordre de grandeur comparable au nombre de chômeurs au sens du BIT ou à celui des catégories 1 de l'ANPE : 2 520 000 chômeurs étaient indemnisés par l'Unédic à la fin 2005. Parmi ces chômeurs indemnisés, 2 064 000 le sont au titre de l'assurance et 456 000 le sont au titre de l'assistance. On recense également 407 600 dispensés de recherche d'emploi. Il s'agit de travailleurs âgés qui sont indemnisés sans contrepartie en terme de dispositions à une recherche d'active d'emploi.

**Tableau 1. Stock de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE, fin 2005**

					En milliers
Disponibilité	Pas d'activité réduite	En activité réduite de moins de 78 h	En activité réduite de plus de 78 heures	<i>Total des activités réduites</i>	<b>Ensemble</b>
Recherche... ...CDI-temps complet	2055,9 (catégorie 1)	325,9	469,3 (catégorie 6)	795,2	<b>2851,1</b>
...CDI-Temps partiel	326,4 (catégorie 2)	111,2	82,9 (catégorie 7)	194,1	<b>520,5</b>
...CDD,interim, travail saisonnier..	233,9 (catégorie 3)	79,5	127,1 (catégorie 8)	206,6	<b>440,5</b>
<b>Ensemble</b>	<b>2616,2</b>	<b>516,6</b>	<b>679,3</b>	<b>1195,9</b>	<b>3812,1</b>

Champs : DEFM, données brutes, décembre 2005

Source : ANPE, DARES

Ces flux d'entrées sont donc considérables. Ils correspondent à environ 10 000 entrées par jour. Rapporté au nombre de jours ouvrables, sur une base de 5 jours par semaine, cela correspond à 15 000 entrées au chômage par jour ouvrable.

#### *Des filières d'indemnisation de tailles très inégales*

Dans toutes ces entrées, une majorité de demandes n'est pas indemnisée au titre de l'assurance. La proportion de chômeurs qui bénéficient de l'assurance chômage est en effet de 47,8 % en 2001 comme en 2003. Parmi les chômeurs non indemnisés au titre de l'assurance, les chômeurs non indemnisés au titre de la solidarité représentent une part très faible de l'ensemble. Si l'allocation de solidarité spécifique est souvent un point d'arrivée (pour près de 450 000 chômeurs aujourd'hui), c'est très rarement un point de départ dans la trajectoire individuelle d'un chômeur.

Au sein des chômeurs indemnisés au titre de l'assurance, le poids des différentes filières est inégal. Les filières 5 et 6, qui concernent les chômeurs ayant eu 14 mois d'affiliation au cours des 24 derniers mois, représentent à elles seules 60 % des demandeurs d'emploi entrés entre 2001 et 2002. La filière B qui leur a succédé à partir de 2003, concerne 65 % des demandeurs d'emploi en 2003. A l'autre extrême, les filières réservées aux chômeurs âgés sont celles qui ont les plus petits effectifs. C'est le cas particulièrement de la filière 8 pour les 55 ans et plus, qui concernait moins de 3 % des demandeurs d'emploi entrés de juillet 2001 à juin 2002 et plus encore de la filière D qui lui a succédé, pour les chômeurs de plus de 57 ans, qui concerne moins de 1 % des nouveaux demandeurs d'emplois de 2003.

Les filières qui sont destinées aux chômeurs dont les références d'emploi sont les plus limitées, sont d'un poids intermédiaire. Dans le nouveau dispositif, 28,7 % des demandeurs d'emploi empruntent la filière A. Dans l'ancien dispositif, 32,9 % des entrées en chômage s'effectuaient sur les filières 1 à 4.

**Tableau 2. Le poids des filières d'indemnisation du chômage avant et après 2003, selon les entrées en chômage**

En milliers

Filière 2002	Durée d'affiliation	Condition d'âge	Effectifs cohorte 2001	Filières 2003	Effectifs cohorte 2003
1	4 mois au cours des 18 derniers		<b>9 572</b>	A- 6 mois au cours des 22 derniers mois	<b>23 079</b>
2	6 mois au cours des 12 derniers		<b>10 620</b>		
3	8 mois au cours des 12 derniers	Moins de 50 ans	<b>21 697</b>		
4		50 ans ou plus	<b>1 533</b>		
5	14 mois au cours des 24 derniers	Moins de 50 ans	<b>76 416</b>	B – 14 mois au cours des 24 derniers mois	<b>56 041</b>
6		50 ans ou plus	<b>2 925</b>		
7	27 mois au cours des 36 derniers mois	50-54 ans	<b>5 100</b>	C- Pour les plus de 50 ans : 27 mois au cours des 36 derniers mois	<b>6 383</b>
8		55 ans ou plus	<b>4 120</b>		
Non indemnisés au titre de l'assurance			<b>144 572</b>	Non indemnisés au titre de l'assurance	<b>157 662</b>
				Non ventilés*	
Ensemble			<b>276 555</b>		<b>302 142</b>

Lecture : Dans la filière 1 du régime d'indemnisation antérieur à 2003, on a dénombré 9572 entrées entre le 1<sup>er</sup> juillet 2001 et fin juin 2002 dans l'échantillon au 1/12 ème.

\* En 2003, les demandeurs d'emploi licenciés en 2002 pouvaient être classés selon les anciennes filières numérotées de 1 à 8. Dans le tableau, on ne donne les effectifs que des nouvelles filières. La ligne non ventilée correspond aux demandeurs d'emploi ventilés uniquement sur la base des anciennes filières.

Source : ANPE-échantillon du FHS au 12 ème associé au D3.

### *Des profils de chômeurs très différents selon les filières*

Les filières ne se distinguent pas seulement par leur taille. Elle se différencie aussi par le profil des chômeurs qui les composent. Ainsi, dans les « filières courtes » où la durée d'indemnisation est la plus réduite parce que la durée d'affiliation antérieure y est la plus faible, les jeunes sont nettement sur représentés. La part des moins de 25 ans dans les entrées en chômage atteignait ainsi 41 % et 34,3 % en 2001 dans les filières 1 et 2, et 34,6 % en 2003 dans la filière A (cf. annexe 1). Elle n'était que de 30,1 % dans la filière 3 en 2001 et atteint 19,7% dans la filière B <sup>62</sup>en 2003. En outre,

<sup>62</sup> Rappelons que pour les chômeurs de moins de 50 ans, deux filières seulement sont proposées depuis 2003. Dans la filière A, les chômeurs disposent de 7 mois d'indemnisation pour une affiliation d'au moins 6 mois au cours des 22 derniers mois. Dans la filière B, ils ont 23 mois d'indemnisation pour une affiliation d'au moins 14 mois au cours des 24 derniers mois. Depuis 2006, une filière A+ est ouverte pour les salariés ayant travaillé 12 mois dans les 20 précédents leur perte d'emploi.

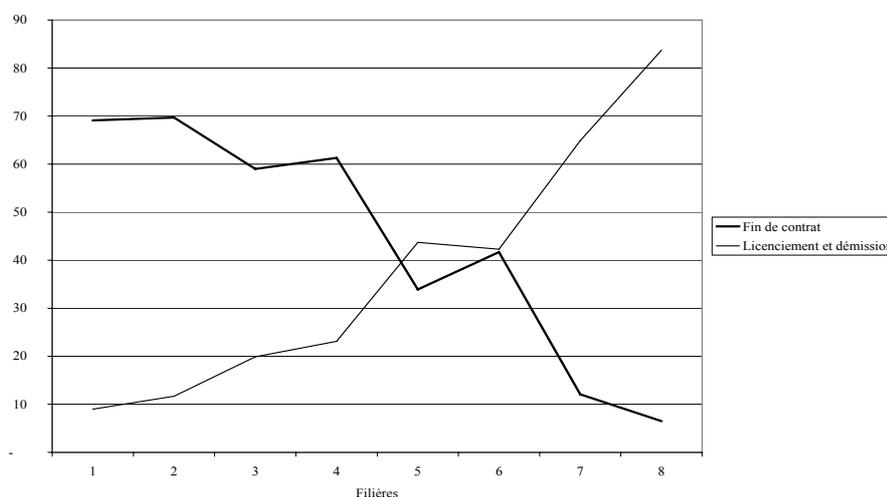
la part des moins de 25 ans est nettement plus forte pour les chômeurs qui ne sont pas indemnisés au titre du régime d'assurance, où elle atteint 34,3 % en 2001-2002 et 35,6 % en 2003.

Les filières courtes sont aussi celles où les demandeurs d'emploi sont plus fréquemment célibataires et ont en moyenne moins d'enfants. La part des diplômés y est moins forte. Par exemple, en 2003, la part de ceux qui ont dépassé le baccalauréat est de 21,7 % en filière A contre 27,6 % en filière B. ces filières comprennent la même part de bacheliers mais il y a une proportion plus forte de demandeurs d'emploi qui ont abandonné leurs études avant le baccalauréat. La part de ceux qui ont atteint au mieux le BEPC est de 21,2 % dans la filière A contre 14,8 % en filière B. Par ailleurs, la part d'étrangers est la plus forte dans les filières courtes (cf. annexe 1).

Plus jeunes, les filières courtes sont aussi plus féminines. En 2003, parmi les entrées en filières A on pouvait dénombrer 57,1 % de femmes, contre moins de 50 % en filière C et D. La féminisation des filières courtes semble d'ailleurs avoir été accrue avec la réforme de 2003. En 2001-2002, la part des femmes dans les entrées en filière 1 à 3 était d'environ 55 % contre 50 % en filière 7 et 42,9 % en filière 8.

Les motifs d'entrée en chômage diffèrent eux aussi assez nettement selon les filières. Les entrées en filières courtes sont massivement causées par des fins de contrat (67,1 % de la filière A en 2003 ; plus de 69 % pour les filières 1 et 2 en 2001). Les entrées dans les autres filières sont majoritairement causées par des licenciements et des démissions (50,8 % pour la filière A en 2003). Avant la réforme de 2003, la part des licenciements et démissions dans les entrées en chômage progressait régulièrement avec le numéro d'ordre de la filière (graphique 1). Il y a en revanche peu de différences selon la nature du contrat recherché (CDI ou CDD).

**Graphique 1. Causes d'entrées en chômage selon les filières d'indemnisation (cohorte 2001-2002)**



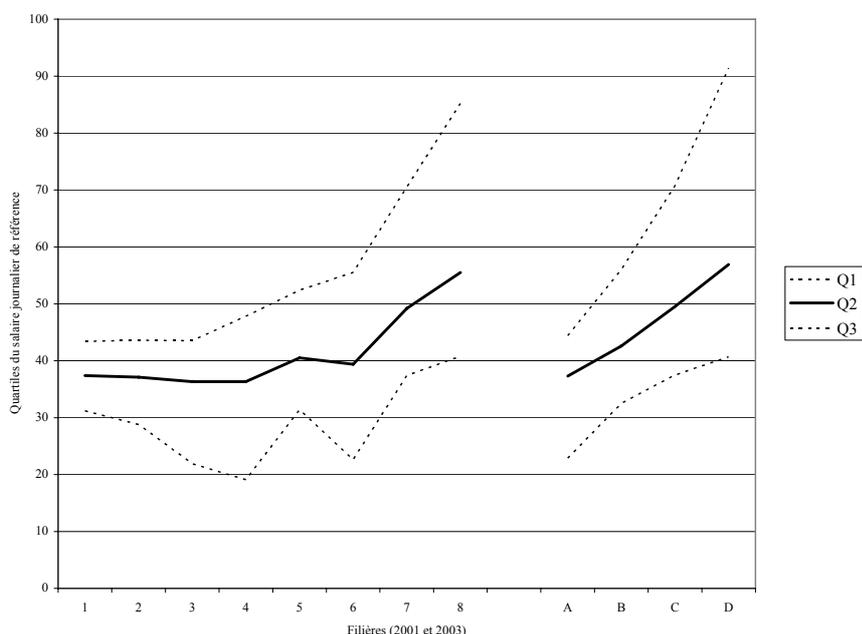
Lecture : Dans la cohorte 2001-2002, près de 70 % des entrées en chômage en filière 1 et 2 font suite à des fins de contrat alors qu'environ 10 % sont consécutives à des licenciements ou des démissions.

Source : ANPE-échantillon du FHS au 12<sup>ème</sup> associé au D3.

Au-delà de ces différences de structures, les filières se distinguent aussi par le montant de l'indemnisation. L'écart va presque du simple au double en terme de salaire journalier de référence, qui est l'indicateur qui sert au calcul du montant de

l'indemnisation (cf. encadré). En moyenne, ce dernier est de moins de 40 euros pour les filières les plus courtes et de plus de 70 euros pour les filières les plus longues. Si l'on observe la dispersion de cet indicateur, qui est reliée de façon étroite au montant de l'indemnisation, on s'aperçoit qu'elle augmente assez fortement avec la médiane de chacune des filières, avant comme après la réforme de 2003 (graphique 2). Les écarts d'indemnisation sont les plus importants au sein des filières longues où les niveaux d'indemnisation sont les plus élevés. Ils sont en revanche très faibles dans les filières courtes. Il est assez remarquable de constater que, globalement, l'amplitude de ces écarts a été conservée après 2003 malgré la réduction du nombre de filières d'indemnisation.

**Graphique 2. Montant du salaire journalier de référence selon les filières d'indemnisation**



Lecture : Dans la cohorte 2001-2002, la médiane du salaire journalier de référence, qui sert de base pour calculer le montant de l'indemnisation, était de moins de 40 euros pour les filières les plus courtes et dépassait 55 euros pour les filières les plus longues (filière 8). L'amplitude de ces écarts a été conservée après 2003 malgré la réduction du nombre de filières d'indemnisation.

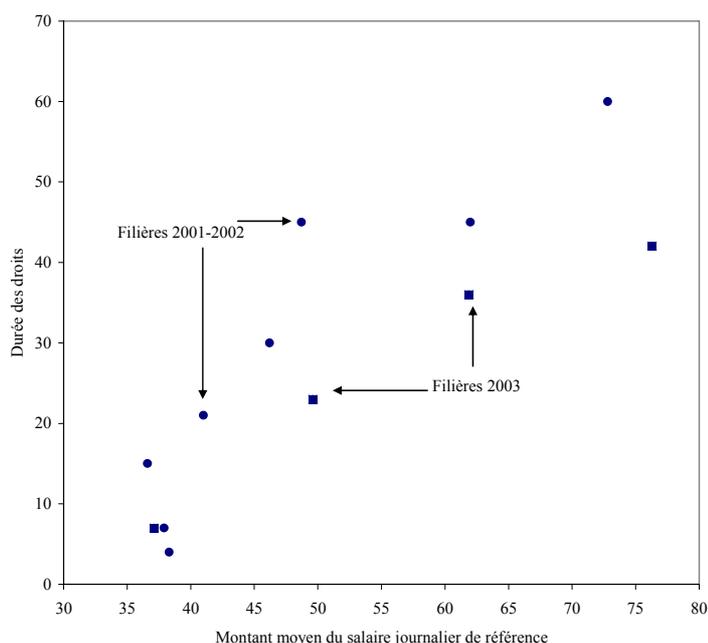
Source : ANPE-échantillon du FHS au 12<sup>ème</sup> associé au D3.

### Le salaire journalier de référence

Le montant de l'allocation journalière est égal à la somme d'une partie fixe, qui dépend d'un barème revalorisé chaque année au premier juillet, et d'une partie variable correspondant à 40,4 % du salaire journalier de référence (ou 57,4 % pour les revenus élevés pour lesquels la partie fixe est supprimée). Le "salaire journalier de référence" s'obtient en divisant le total des rémunérations brutes (salaires, primes, hors indemnités de licenciement et indemnités compensatrices de préavis ou de congés payés...) perçues pendant la période de référence et soumises à cotisation chômage (les 12 mois civils précédant le dernier jour de travail payé, ou les 8, 6 ou 4 mois, selon la durée d'activité antérieure) par le nombre de jours compris dans cette période, ouvrables ou non. Le montant maximal de l'allocation ne peut excéder 75 % du salaire journalier de référence.

Il résulte de cette forte sensibilité du montant de l'indemnisation à la filière d'indemnisation, une relation entre la durée des droits à l'indemnisation et le montant de l'indemnisation, qui a été représentée dans le graphique 3. Dans les filières les plus courtes, les demandeurs d'emploi qui ont une moindre durée d'affiliation et qui ont connu plus fréquemment le chômage dans les douze derniers mois, n'ont pas seulement une durée d'indemnisation plus réduite, ils ont également un montant plus faible d'indemnisation, leurs salaires antérieurs étant en moyenne plus faibles. Cette relation est visible à la fois dans le régime d'assurance de 2001-2002 et celui de 2003, mais elle semble avoir été décalée vers le bas en 2003 : à chaque montant d'indemnisation, la durée des droits a été réduite.

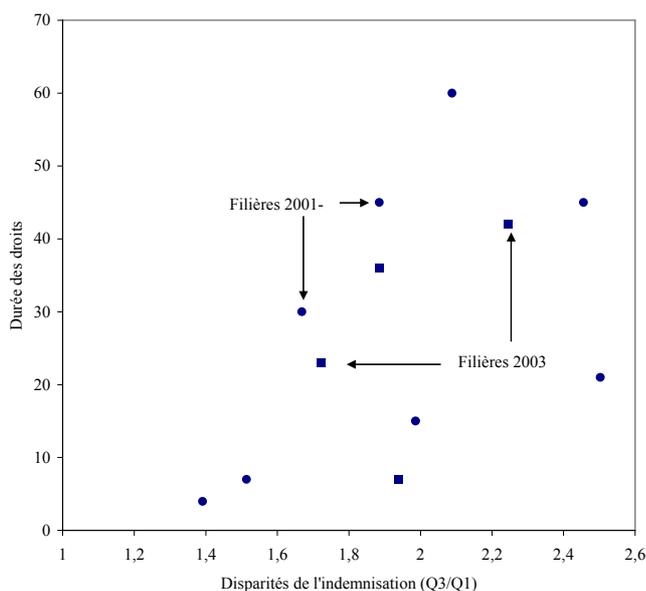
**Graphique 3. Une relation croissante entre le montant de l'indemnisation et la durée des droits à l'indemnisation**



Source : ANPE-échantillon du FHS au 12<sup>ème</sup> associé au D3.

On peut aussi mettre en évidence une deuxième relation entre durée et montant de l'indemnisation, qui porte cette fois-ci sur les disparités de l'indemnisation. C'est l'objet du graphique 4 qui met en relation la dispersion du salaire journalier de référence, mesurée par le rapport inter quartiles, et la durée des droits au sein de chacune des filières. On constate que les filières les plus longues sont aussi celles où les différences entre les montants indemnisés sont les plus fortes.

**Graphique 4. Une relation croissante entre la dispersion du montant de l'indemnisation et la durée des droits à l'indemnisation**



Source : ANPE-échantillon du FHS au 12<sup>ème</sup> associé au D3.

Au total, les différences des entrées en chômage selon les filières de l'indemnisation du chômage sont très marquées. D'un côté, les profils des chômeurs sont très différents selon la filière, avec dans les filières courtes, une sur représentation des jeunes, des femmes, des célibataires sans enfants, des peu diplômés et des étrangers. En outre, les entrées en filières courtes sont associées majoritairement à une fin de contrat alors que les entrées en filière longue suivent plus souvent un licenciement ou une démission. D'un autre côté, les entrées en filières courtes sont liés à un niveau moyen et une dispersion plus faible des montants d'indemnisation. Certaines de ces caractéristiques entretiennent évidemment des liens. Les demandeurs d'emploi les plus jeunes ont une histoire professionnelle plus courte et occupent des contrats moins stables ce qui les expose à percevoir un niveau plus faible d'indemnisation sur une durée plus courte, ce qui est conforme à une logique assurantielle. Mais si elles peuvent être expliquées en partie, elles n'en demeurent pas moins bien réelles. Les différences entre les filières d'indemnisation du régime d'assurance chômage sont très nettes en France à la fois en terme de profils des chômeurs qui y transitent et en terme de durée ou de montant d'indemnisation.

## Sorties du chômage

Les sorties du chômage, plus encore que les entrées, posent un problème de définition et d'observation. Pour les dénombrer, nous utilisons le fichier historique statistique (FHS) de l'ANPE qui est une source administrative. Cette source permet de suivre les parcours individuels des demandeurs d'emploi en enregistrant tous les événements successifs depuis leur première inscription à l'Agence, mais elle ne couvre pas les parcours des demandeurs une fois qu'ils ont repris un emploi ou lorsqu'ils ne sont plus inscrits à l'ANPE. Or, si le retour à un emploi implique très généralement une sortie des fichiers de l'ANPE, toutes les sorties du fichier ne sont pas des retours à l'emploi. Il importe d'aborder ces questions de mesures avant de

donner des indications sur l'ampleur des flux de sortie du chômage selon les filières d'indemnisation.

### *Questions de mesures*

En pratique, les demandeurs d'emploi ont jusqu'au 12<sup>ème</sup> jour ouvré pour actualiser leur situation relative au mois précédent. Le défaut d'actualisation entraîne une sortie des listes pour « absence au contrôle ». Près du tiers des sorties du fichier ANPE se font de cette manière. Or il est clair que l'absence à un contrôle ne correspond pas toujours à une reprise d'emploi. Selon les données des enquêtes « sortants »<sup>63</sup>, environ la moitié des demandeurs d'emploi qui quittent l'ANPE pour « absence au contrôle » ont repris un emploi. L'autre moitié a interrompu sa recherche d'emploi, est parti en formation ou a oublié d'actualiser sa situation et va se réinscrire dans les semaines suivantes.

Aucune catégorie statistique ne permet donc de suivre avec précision le retour à l'emploi des chômeurs. D'un côté, la catégorie administrative des « sorties des listes » est large et exagère sensiblement l'ampleur du retour à l'emploi. D'un autre côté, les reprises d'emploi déclarées par les chômeurs sous-estiment nettement l'intensité du retour à l'emploi. Dans ce contexte, une règle de bon sens est de mobiliser en même temps ces deux conventions afin d'encadrer la réalité du retour à l'emploi. D'un côté, la convention administrative des « sorties de listes » constitue une référence usuelle, souvent utilisée dans les publications officielles qui suivent la conjoncture du marché du travail <sup>64</sup>. D'un autre côté, il est utile de compléter cette référence par une convention plus restrictive limitant les sorties aux « reprises d'emploi » telles qu'elles sont effectivement enregistrées par l'ANPE et déclarées par les chômeurs.

C'est pour cette raison que nous avons retenu ces deux conventions. Dans la convention extensive, baptisée *sortie des listes*, tous les motifs de sortie sont pris en compte quel que soit le motif déclaré, y compris les absences au contrôle et les radiations administratives. On considère les durées de chômage telles qu'elles sont observées (sans les censurer). Les sorties du chômage selon cette convention exagèrent sans doute le retour à l'emploi. Dans la convention restrictive, nommée *reprise d'emploi*, les chômeurs absents au contrôle et les radiations administratives sont supprimées des fichiers (motifs d'annulation code 9 à 13). Les autres motifs de sorties sont censurés sauf lorsqu'il s'agit de sorties vers l'emploi (code 1). Cette convention donne une image plus restrictive du retour à l'emploi mais manque une partie des reprises d'emploi non déclarés par les chômeurs à l'ANPE.

En outre, il peut être important de tenir compte de la nature pérenne ou non des sorties. Certaines sorties peuvent être de courte durée et donner lieu à de nouvelles entrées dans des délais brefs. Pour cette raison, deux définitions de la durée du

---

<sup>63</sup> L'enquête « sortants » est un sondage par quota réalisé chaque trimestre auprès d'environ 2000 demandeurs d'emploi sortis des listes de l'ANPE, le dernier mois du trimestre précédent, afin de déterminer les motifs de sortie des listes.

<sup>64</sup> Les sorties de listes font l'objet d'un suivi régulier de la part du Ministère de l'Emploi, la DARES y consacrant chaque trimestre un numéro de sa collection « Premières Informations et Premières Synthèses ».

chômage ont été mobilisées. La *définition courante* considère la période d'inscription sur les listes de l'ANPE sans discontinuité. Il s'agit là de la définition administrative de la sortie du chômage, qui peut correspondre à des sorties temporaires. Pour tenir compte de la pérennité des sorties, la *définition avec récurrence* retire les sorties de moins de 6 mois : lorsqu'un chômeur reprend un emploi mais effectue une nouvelle inscription avant un délai de six mois, on considère qu'il n'est pas sorti <sup>65</sup>. Cette distinction est notamment utilisée par Debauche et Jugnot [2006] pour analyser les effets du PAP.

Le croisement des deux définitions de durée et des deux conventions de traitement des absences au contrôle appliqués aux deux cohortes, donne huit échantillons différents (tableau 3). Le détail des flux d'inscriptions mois par mois est donné en annexe 2 du présent rapport. L'annexe 3 évoque quant à elle le problème des activités réduites.

**Tableau 3. Deux cohortes, quatre définitions, huit échantillons**

<i>Effectifs des cohortes (2001 / 2003)</i> <i>(chômeurs indemnisés)</i>		Convention pour mesurer les sorties du chômage	
		Sortie des listes	Reprise d'emploi
Définition de la sortie du chômage	Courante	131 983 / 144 480	92 166 / 110 062
	Avec récurrence	134 043 / 140 225	92 086 / 109 288

Source : ANPE-échantillon du FHS au 12<sup>ème</sup> associé au D3.

On remarque que la convention de traitement *reprise d'emploi* conduit à un effectif toujours plus faible, ce qui est attendu. En excluant les autres motifs de sorties, on perd 30 % des effectifs en 2001 et entre 22 et 24 % des effectifs en 2003. Les sorties vers l'emploi sont donc en proportion plus fréquentes pour la cohorte 2003, sans pouvoir départager le rôle des changements dans les comportements des chômeurs, des réformes institutionnelles où de la conjoncture qui était globalement moins favorable aux sorties vers l'emploi en 2003 qu'en 2001.

Le choix de la définition des sorties, *courante* ou *avec récurrence*, a quant à lui peu d'effets sur la taille des différents échantillons. La *définition avec récurrence* augmente la taille de l'échantillon en fin de cohorte puisqu'on a conservé des inscrits qui sont sortis temporairement des listes de l'ANPE. Mais elle diminue la taille des échantillons en début de cohorte puisqu'on enlève des listes les entrées qui commencent suite à une sortie de moins de six mois. L'un dans l'autre, l'impact sur la taille des échantillons est faible et de signe variable.

L'annexe 4 du présent rapport détaille les différences dans la composition socio-démographique des échantillons. Lorsque l'on change la définition des sorties du chômage et lorsque l'on modifie la convention de traitement des absences au

<sup>65</sup> Les demandes commençant suite à une sortie de moins de 6 mois ne sont pas conservées comme entrée lors de la composition des cohortes d'entrants.

contrôle, on modifie en effet le profil type des chômeurs. L'annexe 5 décrit les différences selon les filières d'indemnisation.

### *Effets de filières*

Pour décrire les trajectoires des chômeurs, dans l'ensemble et au sein de chaque filière d'indemnisation, il est utile d'évaluer les chances de sortir du chômage en fonction de la durée de l'inscription à l'ANPE. On s'intéresse aux chances de sortir à chaque date, ou encore à la probabilité instantanée de sortir du chômage qui est appelée dans la littérature fonction de hasard. On s'intéresse aussi aux chances cumulées d'en être sorti depuis l'entrée dans le chômage, qui est nommée fonction de survie. Ces indicateurs sont évalués dans un premier temps à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier.

Il est particulièrement pertinent de distinguer les chômeurs selon leur filière d'indemnisation. Le type de filière d'indemnisation ne constitue pas seulement une catégorie de gestion administrative qui détermine la durée des droits en fonction de celle de l'affiliation antérieure au régime d'assurance avant la cessation d'activité. Il est également très discriminant du point de vue des trajectoires des chômeurs et de leurs chances de retrouver un emploi. Le classement dans une filière renseigne sur l'ampleur des droits ouverts selon une logique contributive et assurantielle mais il informe également de la « proximité à l'emploi » qui conditionne les chances de retour à l'emploi. De fait, les parcours de retour à l'emploi des chômeurs selon leurs filières d'indemnisation sont très différents. C'était le cas en 2001 et c'est toujours le cas en 2003 après le passage de 8 à 4 filières.

Les principaux messages qui se dégagent des estimations de fonctions de hasard et de fonction de survie sont les suivants :

- 1) Le rythme des sorties du chômage diffèrent fortement selon les filières d'indemnisation ;
- 2) On observe au sein de plusieurs filières des pics de sortie très nets qui précèdent les durées limites d'indemnisation ;
- 3) Ces pics sont érodés lorsque l'on exclut les sorties temporaires et/ou les radiations administratives, même s'ils restent encore perceptibles

L'annexe 6 donne les taux de sortie et les fonctions de survie des cohortes 2001 et 2003 qui permettent d'établir ces résultats pour chacun des échantillons. On voit clairement que les pics de sorties diffèrent selon les filières d'indemnisation. Il y a un sommet net autour de six mois pour les filières les plus courtes, soit autour de la durée limite d'indemnisation, qui était de quatre mois pour la filière 1 et de sept mois pour la filière 2 avant la réforme du 1<sup>er</sup> janvier 2003. On constate le même phénomène dans l'échantillon 2003 pour la filière A. Il y a également un pic de sortie très net après un an et demi de chômage, pour les filières 3 et 4 dont la durée limite est respectivement de 15 et 21 mois. Dans les deux cas, les taux de sortie de ces filières dépassent de façon ponctuelle mais net, ceux des chômeurs non indemnisés.

Pour préciser ce type d'effets, on focalise l'attention sur une cohorte, celle de 2001-2002 pour laquelle on dispose du plus grand recul temporel, et sur les filières dont

les effectifs sont les plus importants, c'est-à-dire la filière 3 dont les droits à indemnisation sont de 15 mois et où l'on dénombre au total 21 700 entrées, et la filière 5 dont la durée des droits s'éteint au bout de 30 mois et qui comprend 76 400 entrées dans l'échantillon *sortie de liste*. On observe également les chômeurs non indemnisés au titre de l'assurance dont les effectifs approchent 145 000 dans notre échantillon<sup>66</sup>. Ces trois parcours rassemblent 243 100 demandeurs d'emploi dans le fichier de l'ANPE au 1/12<sup>ème</sup>, soit 88 % des chômeurs.

Pour ces trois parcours, l'évolution des chances de sortir du chômage en fonction de la durée est donnée dans le graphique 5-A, où l'on retient la définition large de la sortie du chômage, correspondant au critère de la sortie des listes. On constate que la hiérarchie des taux de sortie entre les filières n'est pas la même selon la durée du chômage.

- La première année de chômage, les taux de sortie sont plus élevés pour un chômeur non indemnisé que pour un chômeur indemnisé. Parmi les chômeurs indemnisés, les taux de sortie sont plus élevés dans la filière 3 où le montant moyen d'indemnisation est plus faible et la durée des droits plus réduite qu'en filière 5.
- La deuxième année de chômage, les taux de sortie augmentent fortement dans la filière 3, dont les droits s'éteignent au bout de 15 mois. Ils continuent à diminuer dans la filière 5.
- Au-delà de 24 mois, les taux de sortie remontent sensiblement dans la filière 5 où la durée maximale des droits est de 30 mois. Les chômeurs non indemnisés ont alors les chances de sortie les plus faibles.

On peut se demander si ces différences entre les filières sont liées à la convention retenue pour définir le chômage. Dans le graphique 5-B, on présente la même analyse avec la définition la plus restrictive, qui correspond à la convention reprise d'emploi et avec récurrence (qui ne comptabilise pas une sortie de moins de six mois).

- La première année de chômage, les taux de sortie ne sont pas plus élevés pour les chômeurs non indemnisés. Ils sont les mêmes que ceux de la filière 3. Les « sur sorties de liste » des chômeurs non indemnisés correspondent donc massivement à des reprises d'emploi instables, occupés sur une durée de moins de six mois.
- La deuxième année de chômage, la hausse des taux de sortie dans la filière 3 est maintenue, même si elle est moins nette.
- Au-delà de 24 mois, la remontée sensible des taux de sortie dans la filière 5, relativement aux autres filières, est elle aussi maintenue.

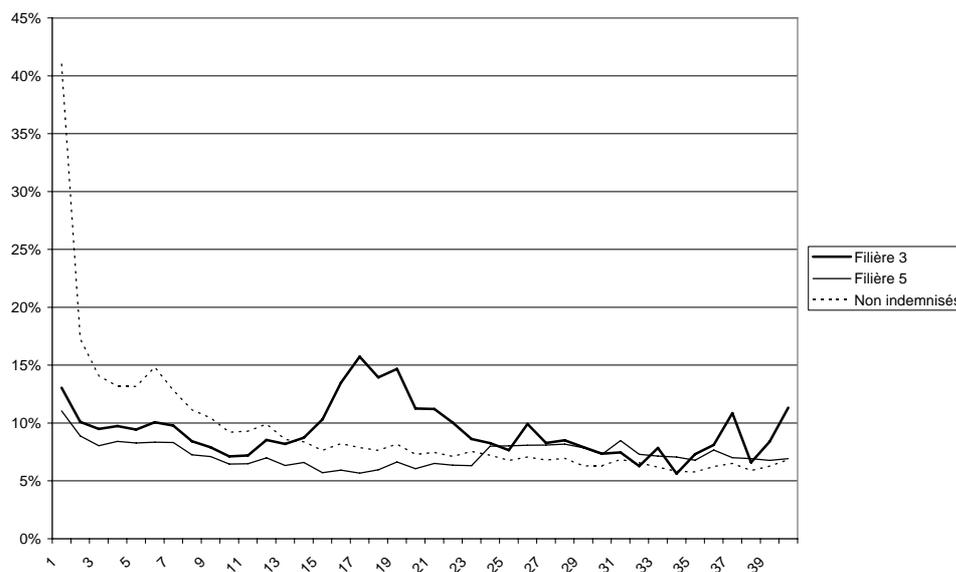
Les pics de sortie et les différences entre filières apparaissent donc globalement robustes aux problèmes de définition de la sortie du chômage.

---

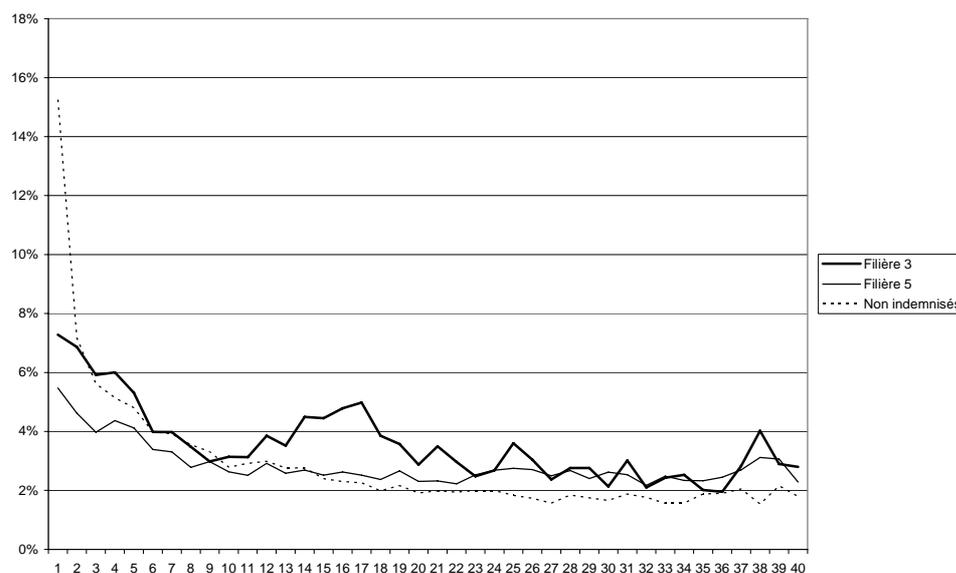
<sup>66</sup> Ces effectifs sont ceux de l'échantillon au 1/12<sup>ème</sup> de l'ANPE, sur une base annuelle. Ils sont donc exprimés en données moyennes mensuelles.

**Graphique 5. Taux de sortie en fonction de la durée d'indemnisation selon la filière d'indemnisation (cohorte 2001-2002)**

*5-A. Convention sortie des listes, définition courante*



*5-B. Convention Reprise d'emploi, définition avec récurrence*



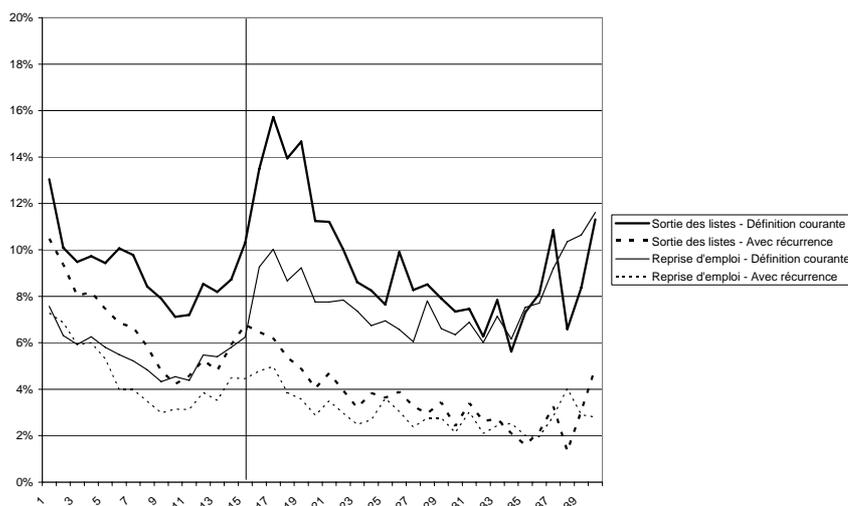
Le graphique 6 reprend ces mêmes données en les complétant avec celles des autres conventions et définitions et en les présentant filière par filière. Dans le cas des chômeurs non indemnisés (graphique 6-C), on constate que les taux de sorties diminuent avec la durée de séjour dans le chômage, conformément aux attentes de la théorie économique. Dans le cas des deux filières indemnisées, l'allure de la fonction de hasard est différente. Pour les chômeurs indemnisés au titre de la filière 5, le profil des taux de sortie est celui d'un U très aplati (graphique 6-B). Le taux de sortie décroît jusqu'au 15<sup>ème</sup> mois avant de se stabiliser puis de remonter ensuite. La remontée est très nette au terme de la deuxième année et se maintient jusqu'au trentième mois, c'est-à-dire jusqu'à l'arrêt des droits à indemnisation. Elle correspond à une hausse de deux points du taux de sortie, soit une augmentation de

près d'un tiers des chances de quitter le chômage, ce qui n'est pas négligeable. On peut remarquer que ce constat est robuste à la convention retenue pour circonscrire les sorties du chômage (i.e. sortie des listes ou reprise d'emploi), mais qu'il est moins valide si l'on considère la pérennité des reprises d'emploi. On ne relève pas de remontée aussi nette des taux de sortie du chômage lorsque l'on élimine les sorties de moins de six mois. En d'autres termes, le sursaut des sorties à proximité de la fin des droits à l'assurance, s'il correspond bien à un sursaut du retour à l'emploi, est moins perceptible lorsque l'on met de côté les emplois occupés de façon instables.

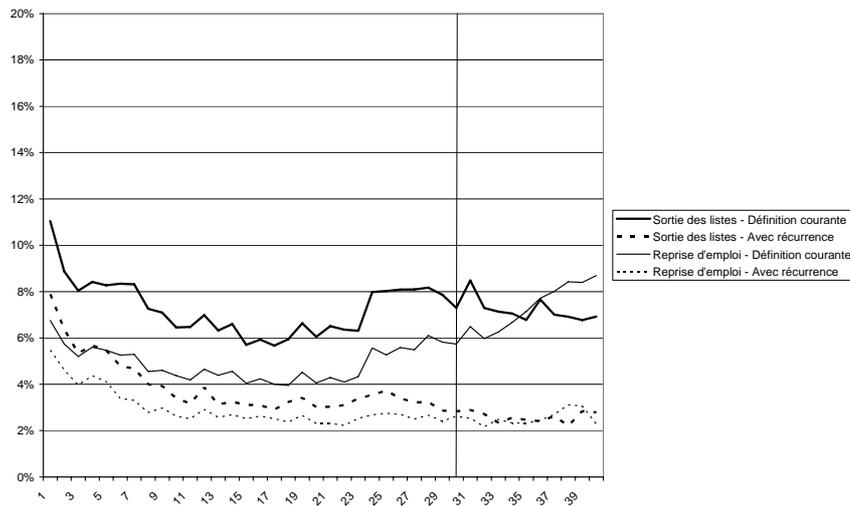
Pour les chômeurs indemnisés au titre de la filière 3, le sursaut des taux de sortie à proximité de la fin des droits est en revanche nettement perceptible quel que soit l'échantillon. La fonction de hasard décroît avant d'augmenter puis de baisser à nouveau (graphique 6-A). La proximité de la fin de droit augmente de près de 50 % les chances de sortir des listes ou de déclarer une reprise d'emploi dans cette filière, ce qui est considérable. L'effet est moins net en niveau lorsque l'on prend en compte les possibilités de récurrence, mais il est identique en pourcentage. Pour ces filières relativement courtes, la proximité de la fin de droit semble altérer les comportements de retour à l'emploi des chômeurs.

**Graphique 6. Taux de sortie en fonction de la durée d'indemnisation selon la définition de la sortie du chômage (cohorte 2001-2002)**

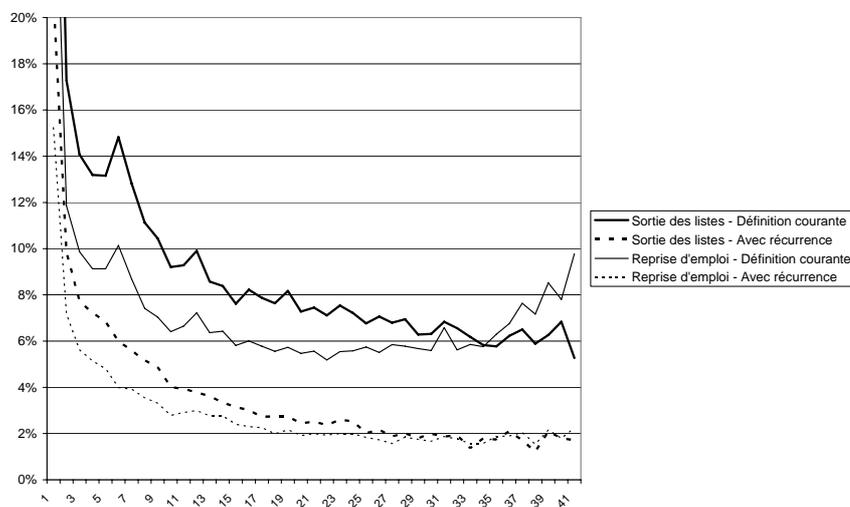
*A - Chômeurs indemnisés en filière 3*



*B - Chômeurs indemnisés en filière 5*



### C - Chômeurs non indemnisés



On voit qu'il est intéressant de comparer les résultats selon la définition de la sortie du chômage. Globalement, les taux de sortie avec récurrence sont plus lisses que ceux de la définition courante. Dès lors, en éliminant les sorties temporaires, on écrête sérieusement les pics de sorties avant la date de fin de droit. Les sorties associées à la proximité de la fin de droit sont donc souvent des sorties de moins de six mois. Les pics sont également écrêtés en changeant la convention de traitement des absences au contrôle. Cela signifie qu'une partie des sorties avant la fin de la période d'indemnisation sont des sorties de liste sans réel retour à l'emploi (ou du moins sans déclaration formelle de reprise d'emploi). Lorsque l'on adopte à la fois une convention restrictive pour le retour à l'emploi et la définition durable des sorties, les pics ont été sérieusement atténués, même s'ils restent visibles.

Les graphiques 1 et 2 de l'annexe 6 du présent rapport présentent les résultats sous forme de fonction de survie dans les différentes filières et livrent une représentation différente, quoique évidemment convergente, de ces résultats.

#### *Les effets d'âge, de sexe, de situation matrimoniale*

Au-delà des différences selon les filières d'indemnisation, les différences de trajectoires selon l'âge des demandeurs d'emploi sont elles aussi très sensibles.

Globalement, les taux de sortie du chômage sont d'autant plus élevés que l'âge est faible (graphique 3 de l'annexe 6). Le fait est d'ores et déjà bien documenté. On sait que les jeunes entrent plus fréquemment au chômage mais en sortent aussi plus fréquemment. On peut ajouter ici que la hiérarchie des taux de sortie selon l'âge est sensible à la définition retenue pour ce que l'on appelle les sorties du chômage et à la convention de traitement des absences au contrôle.

Lorsque l'on exclut les sorties temporaires, les moins de 25 ans conservent leur spécificité, même si elle est moins marquée, mais il n'y a plus guère de différences entre les 25-49 ans et les seniors, du moins pendant les dix premiers mois de chômage environ. Lorsque l'on adopte la convention *reprise d'emploi*, la hiérarchie des taux de sortie demeure mais elle est très atténuée, surtout lorsque l'on exclut également les sorties temporaires (graphique 3, annexe 6).

Dans le même ordre d'idée, on observe entre les filières des différences de comportement de sortie du chômage selon le sexe et la situation matrimoniale (graphiques 2 et 3 en annexe 7). La « sur sortie » des hommes existe dans chacune des filières, mais elle est un peu moins nette pour les chômeurs non indemnisés. On constate en outre que la présence d'enfant semble réduire les chances de sortie, pour les isolés comme pour les couples, dans chacune des filières, et que ce n'est pas le cas pour les chômeurs non indemnisés.

#### *L'effet apparent du montant de l'indemnisation*

Nous pouvons également vérifier s'il existe un lien apparent entre les indemnités du chômeur et la fréquence du retour à l'emploi. On retient comme indicateur le montant du « salaire journalier de référence » qui est utilisé dans le calcul de l'indemnisation avec lequel il est proportionnel (cf. encadré supra).

Dans le graphique 1 de l'annexe 6, on compare les taux de sorties des chômeurs du premier quartile de salaire journalier de référence, à ceux du dernier quartile (les résultats sont les mêmes si l'on compare le premier et le dernier décile). On analyse alors les écarts selon la définition de la sortie et selon la convention retenue pour le traitement des absences au contrôle.

Les chômeurs dont les indemnités sont les plus faibles présentent parfois des taux de sortie du chômage plus forts que les chômeurs à ressources élevées. Cela se produit les deux premiers mois de chômage, puis entre le 10<sup>ème</sup> et le 23<sup>ème</sup> mois. Au-delà de deux années de chômage, les taux de sortie sont les plus importants pour les chômeurs à ressources élevées. Il y aurait comme un effet spécifique de la deuxième année de chômage qui diminuerait les sorties des chômeurs à ressources élevées (qui sont dans des filières longues).

Ce résultat, obtenu avec une définition courante des sorties des listes, paraît très sensible à la définition des sorties et aux conventions de traitement des absences au contrôle. Il s'estompe si l'on ne s'intéresse qu'aux sorties durables (graphique 7-A-2) et disparaît si l'on s'intéresse aux retours à l'emploi réellement déclarés à l'agence.

On peut se demander si ce lien apparent entre le montant de l'indemnisation réside dans un effet de filière ou un effet propre de l'indemnisation. Pour cela, il importe de regarder si ces mêmes différences de taux de sortie sont perceptibles au sein de

chacune des filières. C'est ce qui est fait dans le graphique 1 de l'annexe 7 sur les principales filières, la 3 et la 5. On ne constate pas de différences entre les filières, lorsque l'on retient comme indicateur la moyenne au sein des quartiles de salaire journalier de référence. La seule exception est dans la filière 3 où le premier quartile se distingue des autres.

Un examen détaillé des fonctions de hasards et des fonctions de survie estimées au sein de chacune des filières d'indemnisation, semble donc indiquer que les différents quartiles de salaire journalier de référence présentent, au sein de chacune des filières, des chances de sortir du chômage assez comparables. Les différences ont lieu entre les filières beaucoup plus qu'au sein de chaque filière. Pour confirmer ce diagnostic, il importe d'aller plus loin en raisonnant toutes choses égales par ailleurs de façon à contrôler en même temps l'ensemble des effets de composition, ce qui implique de réaliser des estimations économétriques. C'est l'objet du chapitre suivant de ce rapport.

## Estimations

Les faits stylisés issus d'une exploitation descriptive du fichier historique statistique de l'ANPE sont intéressants et illustratifs, mais ils restent partiels. Puisque l'on n'a pas raisonné toutes choses égales par ailleurs, nous ne sommes pas certain de capturer les effets spécifiques de l'indemnisation sur la durée du chômage. Pour aller plus loin, il est nécessaire d'estimer des modèles économétriques. C'est l'objet de cette troisième partie où l'on mobilise des méthodes paramétriques et non paramétriques afin de mettre en évidence les effets de l'indemnisation sur les trajectoires des chômeurs. En multipliant les techniques d'estimation, on recherche des résultats qui ne reposent pas sur des hypothèses particulières et qui ne dépendent pas de limites spécifiques à telle ou telle approche.

La première section décrit les méthodes employées. La deuxième section présente les résultats des estimations paramétriques des modèles de Weibull. La troisième section présente les résultats des estimations non paramétriques à la Rubin.

### Eléments de méthode

Deux types d'approches sont utilisées. Dans un premier temps, on estime des modèles paramétriques de durée à la Weibull. Ces modèles permettent de prendre en compte les phénomènes de censure à droite, qui se présentent lorsqu'un demandeur n'a toujours pas retrouvé un emploi au 31 décembre 2004. Dans un deuxième temps, on utilise une estimation à la Rubin qui fournit l'avantage de ne pas se donner de présupposés concernant la forme de la relation entre indemnisation et durée.

#### *L'approche paramétrique : estimation d'un modèle de durée*

On estime un modèle qui explique la durée passée au chômage en fonction des caractéristiques individuelles et du poste recherché. Les détails techniques sont exposés en encadrés.

Les estimations présentées portent sur la fonction de hasard c'est-à-dire le taux instantané de sortie du chômage après une durée  $t$  passée au chômage. Cette modélisation possède l'avantage de pouvoir d'une part mesurer l'effet de la durée elle-même sur les chances de sortir du chômage et part de mesurer directement l'effet en pourcentage des variables explicatives par rapport à une modalité de référence.

Le taux de sortie du chômage après une durée  $t$  passée au chômage peut s'exprimer comme  $h_i(t) = \exp(X_i\beta)\alpha t^{\alpha-1}$ , où  $X$  représente l'ensemble des variables explicatives,  $\beta$  l'effet des variables (dont l'indemnisation) sur le taux de sortie instantané du chômage et  $\alpha$  l'effet de la durée passée au chômage sur ce même taux de sortie. Pour bien interpréter les coefficients fournis dans les tableaux d'estimation, la formulation en logarithmes est de loin la plus pratique :

$$\ln h_i(t) = X_i\beta + \ln \alpha + (\alpha - 1)\ln t$$

A partir de cette formulation, on peut établir les critères d'interprétation suivants des coefficients présentés dans les tableaux d'estimation :

- **L'effet de la durée passée au chômage** sur le taux instantané de sortie est donné par :

$$\alpha - 1 = \frac{\partial \ln h_i(t)}{\partial \ln t},$$

Cette formule signifie que lorsque la durée passée au chômage augmente de 1%, le taux de sortie instantané augmente (signe positif) ou diminue (signe négatif) de  $(\alpha - 1)\%$ . Pour l'ensemble de nos estimations, nous trouvons que  $\alpha \cong 0,9$  de sorte que l'élasticité du taux instantané de sortie du chômage par rapport à la durée passée au chômage est de  $-0,1\%$ . Ainsi, un chômeur ayant passé deux fois plus de temps au chômage qu'un autre chômeur (+100% sur la durée), aura un taux de sortie instantané du chômage *inférieur* de 10%. Cet effet est modeste par rapport aux caractéristiques individuelles du chômeur, qui expliquent des variations beaucoup plus fortes de taux de sortie du chômage.

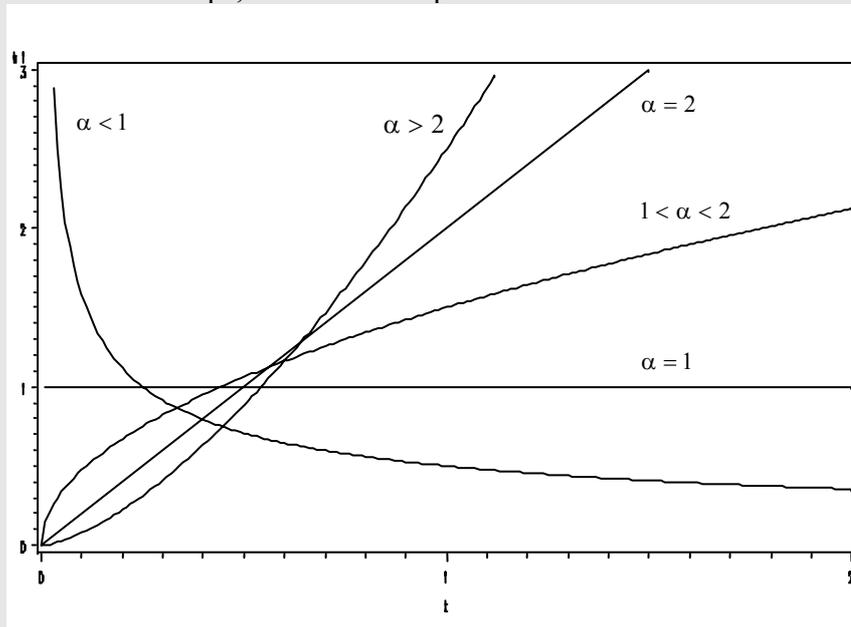
- **L'effet des caractéristiques individuelles** sur le taux de sortie instantané du chômage se lit *directement* quand les variables sont *qualitatives*. Un coefficient égal à  $b$  signifie que la modalité indiquée possède un taux de sortie supérieur (coefficient positif) ou inférieur (coefficient négatif) de  $(100 \times b)\%$ . Ainsi un coefficient de 0,2 signifie que la modalité indiquée est associée à un taux de sortie de 20% supérieur à celui associé à la modalité de référence. Cette approximation est valable pour les coefficients relativement *faibles*. Pour les coefficients plus élevés, il est préférable de calculer le ratio des chances de sortie du chômage entre la modalité étudiée et la modalité de référence, égal à  $\exp(b)$ . Ainsi, un coefficient de -1 signifierait que les chances de sortie de l'individu possédant la modalité étudiée sont égales à  $\exp(-1) = 0,37$  fois celle de la modalité de référence (soit 63% de moins, et non 100%). Notons ici que pour un petit coefficient les deux méthodes sont équivalentes. Si le coefficient est de -0,2 on trouve que le ratio est de  $\exp(-0,2) = 0,81$  soit à peu près 20% (ici, 19%) de moins que la modalité de référence.

### Le modèle de Weibull

Le modèle de Weibull se définit de manière pratique par son taux de hasard, la probabilité instantanée de retrouver un emploi après  $t$  mois passés au chômage :

$$h_i(t) = \exp(X_i\beta)\alpha t^{\alpha-1},$$

Où  $X_i$  représente les variables explicatives du retour à l'emploi (diplômes, métier exercé etc.) et  $\beta$  l'effet de ces variables sur le retour à l'emploi. Le coefficient  $\alpha$  indique si la probabilité instantanée de retour à l'emploi est décroissante, constante ou croissante avec le temps, comme l'indique le schéma suivant :



Dans le cadre d'un modèle de durée de chômage, les quantités suivantes sont particulièrement intéressantes :

**La fonction de hasard, notée  $h_i(t)$**  : elle représente la probabilité conditionnelle de sortie du chômage d'une personne  $i$  après une durée  $t$ , sachant que cette personne est restée au chômage pendant toute cette durée. Le conditionnement est important car une personne sortant du chômage après  $t$  mois a des probabilités non nulles de sortir avant ou après cette durée.

**La fonction de survie, notée  $S_i(t)$**  : elle représente la probabilité que la personne  $i$  reste au chômage pendant une durée  $t$ .

$$S_i(t) = \exp\{-\exp(X_i\beta)t^\alpha\}$$

**La fonction de répartition, égale à  $F_i(t) = 1 - S_i(t)$** , représente la probabilité que la personne  $i$  retrouve un emploi dans les  $t$  premiers mois suivant son inscription. Ce sont des taux de retour à l'emploi.

**L'espérance de chômage à l'inscription**, notée  $D_i$ , représente le nombre de mois qu'un individu  $i$  doit attendre, en moyenne, pour retrouver un emploi. Elle est égale à :

$$D_i = \exp(-X_i\beta/\alpha)\Gamma(1+1/\alpha)$$

On utilise la prévision de cette espérance pour évaluer les effets des filières sur le nombre moyen de mois passé au chômage.

Quand une durée de chômage n'est pas observée jusqu'à son terme, on dit que la durée est censurée. Une cause fréquente de censure est l'existence d'une date limite de collecte des données. Dans notre cas, le FHS permet d'observer les durées de chômage jusqu'au 31 décembre 2004. Toutes les personnes qui n'ont pas retrouvé un emploi à cette date présentent donc des durées censurées. La probabilité de cet événement est donnée par la fonction de survie et la méthode du maximum de vraisemblance tient compte de ces durées de manière adaptée (voir Gouriéroux et al. 1989, Gouriéroux, 1989).

Une fois les estimations réalisées, il est possible de comparer les espérances de durées moyennes de chômage à l'inscription selon que le demandeur d'emploi est indemnisé ou non (voir encadré).

*L'approche non paramétrique : estimation à la Rubin*

On cherche à estimer les effets de l'indemnisation. Pour cela, considérons deux groupes de chômeurs soit indemnisés ( $T=1$ ) soit non indemnisés ( $T=0$ ). La variable de performance est notée  $Y$  et, pour chaque demandeur d'emploi, deux performances potentielles sont possibles :  $Y_0$  s'il n'est pas indemnisé et  $Y_1$  s'il l'est. On estime habituellement les effets suivants :

- $C_1 = E(Y_1 - Y_0 | T = 1)$ , l'effet de l'indemnisation sur les indemnisés. Il s'agit de l'évaluation au sens usuel du terme ;
- $C_0 = E(Y_1 - Y_0 | T = 0)$ , l'effet potentiel de l'indemnisation sur les non indemnisés ;
- $C = E(Y_1 - Y_0)$ , l'effet global de l'indemnisation, qui est une moyenne pondérée des deux effets précédents.

Le problème d'évaluation vient du fait que l'on n'observe que  $Y_0$  pour les chômeurs non indemnisés et seulement  $Y_1$  pour les chômeurs indemnisés, c'est-à-dire :

$$Y = T \times Y_1 + (1 - T) \times Y_0 = \begin{cases} Y_0 & \text{si } T = 0 \\ Y_1 & \text{si } T = 1 \end{cases}$$

Pour évaluer l'effet de l'indemnisation, il faut donc calculer la performance moyenne qu'auraient eu les indemnisés s'ils ne l'avaient pas été :  $E(Y_0 | T = 1)$ .

A la suite de Rosenbaum et Rubin, on effectue cet appariement sur la probabilité d'obtenir une indemnisation. En effet, si deux chômeurs ont la même probabilité d'obtenir une indemnisation, que le premier l'a obtenu et pas le second, tout se passe *comme si* l'indemnisation était allouée au hasard entre ces deux chômeurs. Cette différence peut provenir, par exemple, de l'existence d'un seuil pour avoir droit à l'indemnisation. Ainsi, deux chômeurs quasiment identiques du point de vue de l'emploi peuvent avoir un statut d'indemnisation différent. Pour chaque chômeur indemnisé, on recherche donc les chômeurs non bénéficiaires qui ont la même probabilité que lui d'obtenir une indemnisation, puis on calcule l'écart entre la performance du chômeur indemnisé et la moyenne des performances des chômeurs non indemnisés. On refait cette opération pour chaque chômeur bénéficiaire, puis on calcule la moyenne des écarts ainsi obtenus. La méthode par pondération permet d'estimer la quantité précédente plus rapidement.<sup>67</sup> Dans cette étude, nous nous concentrons sur l'effet de l'indemnisation sur les indemnisés (noté  $C_1$  ci dessus)

### La méthode des moments

Il existe de nombreuses manières d'estimer les effets de l'indemnisation. Nous utilisons la méthode des moments, qui consiste à exprimer les espérances recherchées en fonction d'espérances connues. On remplace ensuite les espérances par les moyennes arithmétiques correspondantes. On obtient des estimateurs dits « par pondération » car ils peuvent se réécrire sous la forme d'une moyenne pondérée des observations de la variable de performance (Crépon et Iung, 1999 ; Lee, 2005). Plus précisément, on estime les trois effets par :

$$\hat{C}_0 = \left(\frac{N_0}{N}\right)^{-1} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i \left(\frac{T_i}{\hat{\pi}(X_i)} - 1\right),$$

$$\hat{C}_1 = \left(\frac{N_1}{N}\right)^{-1} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i \left(\frac{T_i - \hat{\pi}(X_i)}{1 - \hat{\pi}(X_i)}\right),$$

Et

$$\hat{C} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i \left(\frac{T_i - \hat{\pi}(X_i)}{\hat{\pi}(X_i)(1 - \hat{\pi}(X_i))}\right),$$

Où  $\hat{\pi}(X_i)$  est la probabilité de l'individu  $i$  de bénéficier d'une indemnisation. Cette prévision de probabilité est fournie par un modèle Probit estimé dans une première étape. Cette estimation de première étape implique que l'on ne peut pas utiliser les écarts-types usuels pour faire les tests. On utilise donc le théorème de Slutsky (la « delta method ») pour déterminer les bons écarts-types. Par rapports aux écarts-types usuels, ils font apparaître la matrice de covariance du modèle Probit.<sup>68</sup>

<sup>67</sup> Ici, le temps de calcul est une donnée cruciale en raison du très grand nombre d'observations. De plus, dans le cadre d'une autre étude sur les aides à la recherche et développement, il apparaît que la méthode par pondération fournit des estimations plus précises que l'appariement direct.

<sup>68</sup> La programmation a été réalisée par les auteurs sous SAS-IML.

Pour réaliser ces estimations on se place sur le support commun des probabilités d'indemnisation des demandeurs indemnisés et non indemnisés. Ceci garantit que l'on compare bien des demandeurs proches. En pratique, 80 % des observations sont conservées.

Enfin, afin de réduire le risque de multicollinéarité, nous avons effectué une sélection des variables vers l'amont (« backward ») sur le modèle Probit en enlevant la variable la moins significative, en refaisant l'estimation etc. jusqu'à ce qu'il n'y ait plus que des variables significatives au seuil de 10%.

Il est à noter que dans un modèle Probit, retirer une modalité non significative d'une variable est équivalent à regrouper cette modalité avec sa modalité de référence.

## Estimations paramétriques

La générosité d'une indemnisation chômage peut être appréciée selon trois dimensions : l'éligibilité à l'indemnisation, le montant des indemnités et la durée de l'indemnisation. Pour prendre en compte cette diversité, nous avons mobilisé plusieurs indicateurs différents : le fait d'être indemnisés ou non et la filière d'indemnisation ; le montant du salaire journalier de référence qui détermine celui de l'indemnité journalière (déjà utilisé dans la deuxième partie de ce rapport) ; le taux de remplacement, qui rapporte le montant des allocations perçues au montant du salaire journalier de référence.<sup>69</sup>

Des modèles de Weibull ont été estimés en introduisant successivement chacun de ces trois indicateurs et aucun de ces indicateurs afin d'évaluer par différence les effets de l'indemnisation (soit quatre spécifications). A chaque fois, les estimations sont effectuées selon les deux définitions des sorties du chômage (définition courante et avec récurrence, qui ne prend pas en compte les sorties de moins de six mois) et selon les deux conventions de traitement des absences au contrôle (sortie des listes et reprise d'emploi). On dispose donc de 4 spécifications x 4 définitions/conventions, soit 16 modèles au total.

### *Les déterminants individuels de la durée du chômage*

Dans toutes ces estimations, le coefficient  $\alpha$  du modèle de Weibull est proche de 0,9. Ceci signifie que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de retrouver un emploi ne dépend que faiblement de la durée passée au chômage. Un chômeur ayant passé deux fois plus de temps au chômage qu'un autre chômeur (+100%) aura une probabilité de sortie instantanée plus faible de 10%. Les variables explicatives du modèle expliquent des différences beaucoup plus fortes.

Le modèle de base, sans prise en compte de l'indemnisation, est présenté dans le tableau 4. On y retrouve un ensemble de résultats classiques sur les effets des déterminants individuels avec notamment le rôle de l'âge, du sexe ou du niveau de diplôme. Plusieurs points intéressants méritent toutefois d'être soulignés.

---

<sup>69</sup> On utilise le salaire journalier de référence à la date de l'inscription.

- La variable qui semble expliquer le mieux la sortie du chômage est le motif d'entrée en chômage<sup>70</sup>. La modalité la plus défavorable est le licenciement, les plus favorables étant la primo-entrée, la démission, les reprises d'emploi et la fin d'un contrat ou d'intérim.
- Certes, plus le niveau de diplôme est élevé, plus le retour à l'emploi est rapide, mais on constate également qu'il est important d'avoir effectivement obtenu le diplôme en question : les candidats ayant échoué ont un taux de sortie généralement deux fois plus faible que ceux qui l'ont obtenu<sup>71</sup>.
- La qualification des travailleurs nécessite une interprétation plus détaillée, car le résultat dépend de la définition du chômage que l'on retient. Si l'on prend une optique de « sortie des listes » de l'ANPE, on trouve des résultats étonnants. Soit la qualification réduirait la sortie du chômage soit elle ne jouerait quasiment pas sur la sortie du chômage. En revanche, si l'on retient une définition de type « reprise d'emploi », *le résultat s'inverse* et la qualification a un effet positif fort sur la sortie du chômage. On peut interpréter cette variation de résultat de la manière suivante : la définition « sortie des listes » prend en compte la totalité des motifs d'annulation, y compris ceux qui ne correspondent pas à un retour à l'emploi. Or, parmi les déterminants de ces motifs de sortie, on trouve les absences et radiations, la dispense de recherche d'emploi, etc. qui sont compatibles avec de faibles qualifications. Ce que montrent les régressions de type « sortie des listes » serait donc qu'une faible qualification irait de pair avec une sortie plus fréquente des listes de l'ANPE pour des motifs qui ne correspondent pas à une reprise d'emploi. Sur le plan économique, il convient donc de favoriser la définition de type « reprise d'emploi » sous peine de se retrouver avec une inversion de la corrélation généralement admise entre niveau de qualification et sortie du chômage.
- La région de résidence compte également. Les chances de retour à l'emploi sont plus élevées en Alsace, Franche Comté, Pays de la Loire, Rhône Alpes et en Corse. Ces différences régionales ne semblent pas pouvoir être expliquées par l'emploi saisonnier dans la mesure où elles persistent lorsque l'on utilise la définition avec récurrence. Elles ne tiennent pas non plus à des effets de composition de l'offre de travail qui sont contrôlés dans la régression. Elle devraient donc s'expliquer par des caractéristiques de la demande de travail et par le dynamisme des créations d'emploi dans les secteurs de spécialisation de ces régions.

Parmi les obstacles au retour à l'emploi on trouve le fait de rechercher un travail à temps partiel ou à durée déterminée. L'âge joue également un rôle important : plus le demandeur est âgé, plus ses chances de retrouver un emploi sont faibles. Enfin, le

---

<sup>70</sup> Comme nous l'avons vu dans la deuxième partie de ce rapport, ces motifs d'entrée sont très dépendants du type de filière d'indemnisation qui n'a pas encore été introduit dans les variables explicatives. On vérifiera que c'est un effet filière qui est en réalité derrière cet effet du motif d'entrée en chômage.

<sup>71</sup> C'est pourquoi nous n'avons pas regroupé les échecs au baccalauréat avec le baccalauréat, et les échecs à BAC+2 avec les diplômes de ce niveau.

fait d'être handicapé, étranger hors union européenne, ou RMiste à l'inscription réduit fortement les chances de retrouver un emploi.

**Tableau 4 : Estimation sans indemnisation**

\* significatif au seuil de 5%

Estimation de modèles de Weibull	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
Alpha	0,914*	655,17	0,845*	350,16	0,900*	532,98	0,845*	350,16
1 - <25	Réf		Réf		Réf		Réf	
2 - 25-49	-0,300*	55,12	-0,327*	32,58	-0,261*	40,95	-0,327*	32,58
3 - >=50	-0,439*	49,96	-1,107*	61,72	-0,260*	25,67	-1,107*	61,72
01 - Homme	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Femme	-0,073*	16,15	-0,226*	27,44	-0,106*	20,19	-0,226*	27,44
01 - Sans enfant	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Avec enfant	-0,058*	10,77	0,037*	3,75	-0,030*	4,72	0,037*	3,75
01 - Sans handicap	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Handicapé	-0,255*	27,11	-0,452*	23,68	-0,270*	22,98	-0,452*	23,68
01 - France	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - UE15	0,052*	3,39	0,037	1,28	0,093*	5,24	0,037	1,28
03 - Autres Pays	-0,008	1,12	-0,278*	15,74	-0,139*	15,00	-0,278*	15,74
08 - BEPC et abandon primaire	Réf		Réf		Réf		Réf	
01 - Niveaux I et II	0,127*	13,32	0,244*	14,21	0,170*	15,76	0,244*	14,21
02 - Abandon I et II	0,073*	2,77	0,150*	3,21	0,030	0,97	0,150*	3,21
03 - BAC+2	0,163*	17,78	0,291*	17,97	0,174*	16,73	0,291*	17,97
04 - Abandon BAC+2	0,076*	6,48	0,126*	5,97	0,047*	3,48	0,126*	5,97
05 - BAC Généraliste Techno ou	0,059*	7,92	0,102*	7,21	0,047*	5,40	0,102*	7,21
06 - Abandon BAC Généraliste T	0,016	1,73	0,006	0,35	-0,038*	3,42	0,006	0,35
07 - BEP CAP abandon secondaire	0,009	1,55	0,037*	3,30	-0,026*	3,88	0,037*	3,30
01 - Célibataire veuf	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Non célibataire	-0,050*	9,14	-0,054*	5,36	-0,019*	3,05	-0,054*	5,36
01 - Licenciement économique	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Autre licenciement	0,070*	7,30	-0,054*	3,22	0,058*	5,48	-0,054*	3,22
03 - Démission	0,548*	49,80	0,459*	23,49	0,462*	38,21	0,459*	23,49
04 - Fin de contrat	0,347*	38,53	0,552*	36,09	0,310*	30,92	0,552*	36,09
05 - Fin intérim	0,265*	25,17	0,262*	13,96	0,212*	17,62	0,262*	13,96
06 - Première entrée	0,591*	52,24	0,495*	22,98	0,517*	42,04	0,495*	22,98
07 - Reprise après > 6 mois	0,573*	41,37	0,407*	14,87	0,578*	38,12	0,407*	14,87
08 - Autres cas	0,420*	45,87	0,268*	16,48	0,403*	39,24	0,268*	16,48
01 - CDI	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - CDD	-0,229*	22,81	-0,295*	16,89	-0,143*	12,26	-0,295*	16,89
03 - Saisonnier	-0,008	0,79	-0,001	0,08	0,079*	7,19	-0,001	0,08
01 - Temps complet	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Temps partiel	-0,233*	36,54	-0,466*	35,93	-0,129*	17,27	-0,466*	35,93
01 - Manœuvre et OS	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Ouvrier qualifié	-0,145*	19,75	0,257*	18,49	0,043*	4,95	0,257*	18,49
03 - Employé non qualifié	-0,193*	29,05	0,016	1,19	-0,003	0,37	0,016	1,19
04 - Employé qualifié	-0,212*	34,76	0,216*	18,28	0,027*	3,74	0,216*	18,28
05 - Technicien agent de maîtrise	-0,251*	27,23	0,217*	13,50	0,037*	3,60	0,217*	13,50
06 - Cadre	-0,358*	33,15	0,124*	6,56	-0,052*	4,29	0,124*	6,56
01 - Pas de RMI à l'inscription	Réf		Réf		Réf		Réf	

02- RMI à l'inscription	-0,227*	34,64	-0,417*	29,93	-0,185*	22,21	-0,417*	29,93
01 - Chômage l'année précédente								
02 - Pas de chômage	-0,047	10,78	-0,126*	15,80	0,000	0,01	-0,126	15,80
01 - Ile de France	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Champagne	-0,082*	5,77	0,094*	3,70	-0,136*	8,05	0,094*	3,70
03 - Picardie	-0,155*	12,62	-0,065*	2,81	-0,156*	10,78	-0,065*	2,81
04 - Haute Normandie	-0,108*	8,91	-0,108*	4,49	-0,141*	9,81	-0,108*	4,49
05 - Centre	0,024*	2,18	0,143*	6,91	-0,051*	3,90	0,143*	6,91
06 - Basse Normandie	-0,020	1,39	0,094*	3,70	-0,113*	6,85	0,094*	3,70
07 - Bourgogne	-0,047*	3,49	0,076*	3,15	-0,079*	4,98	0,076*	3,15
08 - Nord Pas de Calais	-0,189*	20,75	-0,055*	3,22	-0,225*	20,88	-0,055*	3,22
09 - Lorraine	0,039*	3,43	0,285*	14,21	-0,024	1,85	0,285*	14,21
10 - Alsace	0,091*	7,06	0,356*	15,56	0,030*	2,06	0,356*	15,56
11 - Franche Comté	0,030*	1,96	0,218*	7,75	-0,041*	2,29	0,218*	7,75
12 - Pays de Loire	0,026*	2,67	0,158*	8,99	-0,053*	4,60	0,158*	8,99
13 - Bretagne	-0,054*	5,15	0,022	1,13	-0,101*	8,25	0,022	1,13
14 - Poitou Charente	-0,069*	5,14	-0,089*	3,53	-0,121*	7,79	-0,089*	3,53
15 - Aquitaine	-0,017	1,71	0,038*	2,03	-0,078*	6,67	0,038*	2,03
16 - Midi Pyrénées	0,001	0,10	0,051*	2,56	-0,068*	5,58	0,051*	2,56
17 - Limousin	-0,010	0,50	-0,024	0,60	-0,050*	2,06	-0,024	0,60
18 - Rhône Alpes	0,116*	14,69	0,337*	23,44	0,032*	3,49	0,337*	23,44
19 - Auvergne	-0,076*	5,00	0,077*	2,91	-0,119*	6,62	0,077*	2,91
20 - Languedoc Roussillon	-0,022*	2,12	0,062*	3,16	-0,088*	7,27	0,062*	3,16
21 - Provence Côte d Azur	0,041*	5,08	0,131*	8,35	-0,005	0,54	0,131*	8,35
22 - Corse	0,228*	8,33	0,365*	7,55	0,219*	6,83	0,365*	7,55
Nombre d'observations		276555		216719		155424		127874

## Effets de l'indemnisation

L'effet de l'indemnisation est examiné en entrant les indicateurs progressivement dans la régression. Lorsque l'on prend en compte de cette manière l'indemnisation, on modifie peu la hiérarchie des déterminants individuels de sortie du chômage pour la grande majorité des variables : âge, sexe, situation matrimoniale, diplôme, qualification, région. La variable la plus affectée est le motif d'entrée en chômage, qui devient moins significative, ce qui s'explique par la forte corrélation entre motifs d'entrée d'un côté et filière, durée ou montant d'indemnisation de l'autre. Une autre variable affectée est l'âge dans la dernière modalité, pour les plus de 50 ans, qui est elle aussi très corrélée à la filière et au montant d'indemnisation (le coefficient de la modalité plus de 50 ans est diminué dans les tableaux avec indemnisation).

S'agissant de l'effet propre de l'indemnisation, on constate que les chances de sortie du chômage diminuent avec la générosité de l'indemnisation pour les trois séries d'indicateurs. Cela est vrai pour les deux définitions des sorties (« sortie des liste », « retour à l'emploi ») et les deux conventions (« courante », « avec récurrence »). Cet effet peut être qualifié de prédominant, relativement à l'influence des déterminants individuels, qu'il surpasse systématiquement. Le fait d'être indemnisé ou non et la durée de l'indemnisation, au travers de la filière d'indemnisation, jouent fortement. En revanche, parmi les chômeurs indemnisés, les sorties du chômage sont moins sensibles au montant d'indemnisation.

### *Effet de la filière d'indemnisation*

Les chômeurs indemnisés, quelle que soit leur filière, ont des chances de sortir du chômage plus faibles toutes choses égales par ailleurs (tableau 5). Quantitativement, la filière d'indemnisation exerce un effet globalement plus important que n'importe quelle variable individuelle. Avec l'approche sortie des listes, les filières les plus courtes (1 et 2) voient leur taux de sortie se réduire de 25 à 30%, alors que les filières les plus longues (7 à 8) de 60%. Les résultats sont plus contrastés si l'on prend une optique reprise d'emploi : d'une part, les filières les plus courtes (1 et 2) ont un effet légèrement positif ou nul sur le retour à l'emploi (jusqu'à +3%) et, d'autre part, les filières les plus longues (7 et 8) un effet fortement négatif (-73%).<sup>72</sup> La sortie de type « reprise d'emploi » est celle qui donne donc les résultats les plus contrastés.

En d'autres termes, ne pas être indemnisé au titre de l'assurance chômage constitue un puissant facteur de sortie des listes de l'ANPE. Mais il modifie moins nettement la propension au retour à l'emploi, sauf relativement aux filières les plus longues et les plus généreuses.

### *Effet du salaire journalier de référence à l'inscription*

Le salaire journalier de référence à l'inscription sert de base au montant d'indemnisation. Afin d'évaluer son effet, nous avons introduit des indicatrices relatives aux déciles de ce salaire journalier. Le premier décile contient les 10% de chômeurs qui perçoivent les montants d'indemnisation les plus faibles, et le dernier décile les 10% de chômeurs qui perçoivent les montants d'indemnisation les plus forts. La modalité de référence est l'absence d'indemnisation, il y a donc 11 classes au total. L'avantage de cette méthode réside dans le fait qu'elle n'impose pas de forme fonctionnelle particulière à l'effet du montant d'indemnisation. Les résultats sont présentés dans le tableau 6.

Toutes choses égales par ailleurs, les chômeurs indemnisés ont des taux de retour à l'emploi plus faibles que les autres. Si l'on prend la définition de type « sortie des listes », les neuf premiers déciles ont un taux de sortie plus faible de 50% et le dernier décile de 60%. Comme pour l'analyse par filière, la définition de type « retour à l'emploi » fournit des estimations plus nuancées. Les neuf premiers déciles ne réduiraient le taux de sortie que de 25% à 30%, alors que les chômeurs du dernier décile auraient un taux de sortie plus faible de 50% .

Ainsi, la « générosité » du système d'indemnisation, définie en Euros, aurait un impact négatif mais constant sur la sortie du chômage. Cet impact serait indépendant du montant versé, à l'exception des 10% de chômeurs les mieux indemnisés, qui ont les taux de sortie les plus faibles, toutes choses égales par ailleurs. Dans ce dernier cas, d'ailleurs, aucune variable explicative ne semble pouvoir compenser l'effet de l'indemnisation, puisque les diplômés les plus efficaces pour le retour à l'emploi ont un effet qui ne dépasse pas +30% à +40%.

---

<sup>72</sup> Dans le cas des filières 7 et 8 avec « reprise d'emploi », le coefficient est trop grand pour que l'on puisse le lire directement. On doit appliquer la formule  $1 - \exp(-1,3)$ , ce qui donne 73% de chances en moins de retrouver un emploi par rapport à un chômeur non indemnisé.

### Effet du taux de remplacement à l'inscription

On regroupe également les taux de remplacement à l'inscription en dix classes afin de ne pas imposer de contrainte sur la relation entre le taux de remplacement et la sortie du chômage. Les résultats sont présentés dans le tableau 7 et vont dans le même sens que ceux du montant de l'indemnisation : il y a une différence très nette de traitement relativement à la modalités de référence, la non indemnisation, mais il y a peu de différence entre les différents déciles de taux de remplacement excepté aux déciles extrêmes.

Avec une définition de type « sortie des listes », l'indemnisation a toujours un effet négatif sur la sortie du chômage. Cet effet est stable pour neuf décile, autour de 50% à 60%, et est de -30% pour les taux de remplacement les plus faibles. La définition de type « retour à l'emploi » donne même un effet positif pour le premier décile (+4%) et un effet négatif pour les neuf autres déciles. Il est d'abord de -40% puis, pour le dernier décile, de -30%. Pour interpréter cette variation dans le dernier décile, on doit noter qu'il y a une relation négative entre le salaire journalier de référence et le taux de remplacement, les taux de remplacement les plus élevés correspondent à des salaires de référence faibles. Le résultat est donc bien cohérent avec ceux obtenus dans l'estimation précédente.

Au total, on constate que l'éligibilité à l'indemnisation et la durée d'indemnisation, liée à la filière, exercent un effet puissant sur la sortie du chômage et le retour à l'emploi. C'est moins vrai du montant de l'indemnisation, que celui-ci soit mesuré en Euros ou en pourcentage, sauf aux déciles extrêmes. Un montant très élevé d'indemnisation pénalise fortement la sortie du chômage, mais ce n'est pas le cas d'une hausse du montant d'indemnisation dans le cas général : changer de décile de montant d'indemnisation a très peu d'impact sur les sorties du chômage.

**Tableau 5 : Estimation avec filières d'indemnisation**

\* significatif au seuil de 5%

Estimation de modèles de Weibull	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
Alpha	0,933*	661,73	0,853	351,97	0,916	537,89	0,827	295,92
Non indemnisé	Ref		Ref		Ref		Ref	
Filières 1 et 2	-0,267*	32,78	0,028*	2,00	-0,286*	29,05	-0,024	1,40
Filières 3 et 4	-0,501*	64,66	-0,232*	17,11	-0,484*	53,15	-0,175*	11,24
Filières 5 et 6	-0,645*	118,97	-0,428*	45,04	-0,641*	100,84	-0,350*	32,62
Filières 7 et 8	-0,631*	43,75	-1,308*	36,49	-0,568*	35,55	-1,227*	30,43
1 - <25	Ref		Ref		Ref		Ref	
2 - 25-49	-0,240*	43,71	-0,273*	26,87	-0,201*	31,23	-0,226*	19,66
3 - >=50	-0,375*	38,27	-0,805*	42,06	-0,215*	18,70	-0,748*	33,12
01 - Homme	Ref		Ref		Ref		Ref	
02 - Femme	-0,070*	15,33	-0,223*	27,03	-0,098*	18,60	-0,184*	19,90
01 - Sans enfant	Ref		Ref		Ref		Ref	
02 - Avec enfant	-0,052*	9,65	0,029*	2,92	-0,024*	3,75	0,057*	5,08
01 - Sans handicap	Ref		Ref		Ref		Ref	
02 - Handicapé	-0,223*	23,62	-0,427*	22,38	-0,234*	19,89	-0,363*	16,33
01 - France	Ref		Ref		Ref		Ref	
02 - UE15	0,047*	3,06	0,032	1,12	0,087*	4,89	0,060	1,86
03 - Autres Pays	-0,050*	6,63	-0,314*	17,74	-0,181*	19,55	-0,494*	23,83

08 - BEPC et abandon primaire	Réf		Réf		Réf		Réf	
01 - Niveaux I et II	0,077*	8,02	0,186*	10,81	0,130*	12,00	0,375*	19,70
02 - Abandon I et II	0,037	1,41	0,116*	2,49	0,010	0,34	0,252*	5,00
03 - BAC+2	0,175*	19,08	0,285*	17,58	0,196*	18,81	0,445*	24,66
04 - Abandon BAC+2	0,082*	6,96	0,125*	5,89	0,058*	4,27	0,209*	8,78
05 - BAC Généraliste Techno ou	0,058*	7,72	0,092*	6,46	0,048*	5,50	0,201*	12,39
06 - Abandon BAC Généraliste T	0,019*	2,00	0,001	0,07	-0,033*	2,99	0,025	1,17
07 - BEP CAP abandon secondaire	0,027*	4,83	0,049*	4,29	-0,008	1,14	0,094*	7,06
01 - Célibataire veuf	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Non célibataire	-0,031*	5,73	-0,039*	3,86	0,002	0,27	0,042*	3,68
01 - Licenciement économique	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Autre licenciement	0,063*	6,56	-0,058*	3,47	0,049*	4,68	-0,098*	5,62
03 - Démission	0,309*	27,57	0,308*	15,63	0,216*	17,42	0,172*	8,29
04 - Fin de contrat	0,248*	27,04	0,437*	28,19	0,213*	20,81	0,315*	19,20
05 - Fin intérim	-0,166*	15,00	-0,046*	2,33	-0,234*	18,30	-0,214*	9,69
06 - Première entrée	0,164*	13,92	0,188*	8,44	0,093*	7,22	0,068*	2,92
07 - Reprise après > 6 mois	0,293*	20,82	0,236*	8,57	0,293*	18,94	0,202*	7,09
08 - Autres cas	0,168*	17,86	0,107*	6,45	0,144*	13,54	0,043*	2,39
01 - CDI	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - CDD	-0,238*	23,71	-0,307*	17,56	-0,143*	12,22	-0,209*	10,46
03 - Saisonnier	-0,046*	4,67	-0,038*	2,16	0,049*	4,50	-0,006	0,31
01 - Temps complet	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Temps partiel	-0,241*	37,68	-0,464*	35,75	-0,134*	18,00	-0,367*	25,21
01 - Manœuvre et OS								
02 - Ouvrier qualifié	-0,137*	18,69	0,264*	18,96	0,046*	5,24	0,233*	14,64
03 - Employé non qualifié	-0,217*	32,57	0,000	0,03	-0,035*	4,44	-0,034*	2,17
04 - Employé qualifié	-0,209*	34,22	0,219*	18,51	0,020*	2,79	0,214*	16,33
05 - Technicien agent de maîtrise	-0,247*	26,81	0,224*	13,93	0,030*	2,84	0,259*	14,81
06 - Cadre	-0,339*	31,23	0,148*	7,82	-0,047*	3,89	0,214*	10,62
01 - Pas de RMI à l'inscription	Réf		Réf		Réf		Réf	
02- RMI à l'inscription	-0,344*	51,78	-0,513*	36,48	-0,295*	35,03	-0,456*	26,84
01 - Chômage l'année précédente								
02 - Pas de chômage	-0,014*	3,15	-0,070*	8,55	0,011	1,90	-0,039*	3,76
01 - Ile de France	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Champagne	-0,081*	5,74	0,097*	3,81	-0,132*	7,84	0,013	0,44
03 - Picardie	-0,155*	12,59	-0,059*	2,53	-0,151*	10,47	-0,078*	2,99
04 - Haute Normandie	-0,116*	9,53	-0,106*	4,40	-0,144*	10,03	-0,113*	4,16
05 - Centre	0,031*	2,78	0,153*	7,41	-0,042*	3,22	0,048*	2,06
06 - Basse Normandie	0,000	0,01	0,115*	4,52	-0,095*	5,75	0,012	0,43
07 - Bourgogne	-0,051*	3,79	0,073*	3,02	-0,078*	4,89	0,052	1,90
08 - Nord Pas de Calais	-0,183*	20,01	-0,044*	2,62	-0,212*	19,69	-0,091*	4,78
09 - Lorraine	0,049*	4,33	0,295*	14,73	-0,014	1,08	0,188*	8,31
10 - Alsace	0,115*	8,94	0,382*	16,72	0,052	3,52	0,262*	10,36
11 - Franche Comté	0,017	1,13	0,216*	7,65	-0,056*	3,13	0,090*	2,85
12 - Pays de Loire	0,035*	3,56	0,165*	9,37	-0,039*	3,39	0,072*	3,58
13 - Bretagne	-0,045*	4,31	0,021	1,08	-0,092*	7,52	-0,009	0,42
14 - Poitou Charente	-0,049*	3,69	-0,072*	2,87	-0,103*	6,63	-0,100*	3,56
15 - Aquitaine	-0,017	1,67	0,034	1,82	-0,076*	6,50	-0,021	1,02
16 - Midi Pyrénées	0,006	0,62	0,058*	2,94	-0,059*	4,82	0,047*	2,17
17 - Limousin	0,003	0,12	-0,015	0,37	-0,038	1,58	0,025	0,58
18 - Rhône Alpes	0,132*	16,83	0,353*	24,55	0,045*	5,00	0,207*	12,91
19 - Auvergne	-0,074*	4,84	0,079*	2,98	-0,118*	6,59	0,020	0,67
20 - Languedoc Roussillon	-0,010	1,00	0,069*	3,55	-0,074*	6,06	-0,014	0,61
21 - Provence Côte d Azur	0,060*	7,40	0,145*	9,26	0,017	1,83	0,077*	4,39
22 - Corse	0,219*	8,00	0,340*	7,03	0,213*	6,63	0,275*	4,71

**Tableau 6 : Estimation avec déciles du salaire journalier de référence**

\* significatif au seuil de 5%

Estimation de modèles de Weibull	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
Alpha	0,930*	661,66	0,849*	351,68	0,914*	537,58	0,825*	295,77
Décile de salaire journalier de référence :								
Sans indemnisation	Réf		Réf		Réf		Réf	
1	-0,530*	53,46	-0,333*	19,15	-0,523*	45,48	-0,257*	13,21
2	-0,580*	58,36	-0,362*	21,30	-0,573*	49,20	-0,280*	14,72
3	-0,561*	57,02	-0,350*	20,95	-0,551*	48,26	-0,328*	17,28
4	-0,546*	55,59	-0,321*	19,50	-0,561*	49,04	-0,301*	16,08
5	-0,560*	56,94	-0,331*	20,20	-0,549*	47,97	-0,279*	15,08
6	-0,542*	54,98	-0,286*	17,50	-0,543*	47,46	-0,259*	14,00
7	-0,522*	52,81	-0,276*	16,87	-0,525*	45,80	-0,246*	13,29
8	-0,523*	52,42	-0,312*	18,64	-0,522*	45,21	-0,254*	13,56
9	-0,549*	54,22	-0,367*	21,10	-0,531*	45,42	-0,297*	15,34
10	-0,628*	55,71	-0,548*	27,11	-0,648*	49,86	-0,500*	22,45
1 - <25	Réf		Réf		Réf		Réf	
2 - 25-49	-0,263*	47,97	-0,306*	30,14	-0,226*	35,15	-0,251*	21,82
3 - >=50	-0,395*	44,67	-1,069*	59,24	-0,217*	21,20	-1,036*	49,32
01 - Homme	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Femme	-0,069*	15,10	-0,225*	27,02	-0,099*	18,58	-0,188*	20,11
01 - Sans enfant	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Avec enfant	-0,052*	9,72	0,043*	4,27	-0,024*	3,82	0,070*	6,23
01 - Sans handicap	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Handicapé	-0,233*	24,66	-0,444*	23,19	-0,245*	20,84	-0,379*	16,99
01 - France	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - UE15	0,050*	3,26	0,043	1,50	0,089*	5,03	0,070*	2,16
03 - Autres Pays	-0,041*	5,44	-0,302*	17,03	-0,171*	18,46	-0,483*	23,27
08 - BEPC et abandon primaire								
01 - Niveaux I et II	0,086*	8,98	0,209*	12,07	0,135*	12,47	0,394*	20,51
02 - Abandon I et II	0,044	1,65	0,127*	2,72	0,017	0,54	0,257*	5,09
03 - BAC+2	0,180*	19,45	0,302*	18,52	0,198*	18,92	0,461*	25,33
04 - Abandon BAC+2	0,084*	7,14	0,132*	6,24	0,060*	4,38	0,219*	9,16
05 - BAC Généraliste Techno ou	0,063*	8,37	0,104*	7,26	0,052*	5,98	0,213*	13,07
06 - Abandon BAC Généraliste T	0,022*	2,34	0,009	0,48	-0,031*	2,82	0,032	1,53
07 - BEP CAP abandon secondaire	0,025*	4,35	0,045*	4,01	-0,011	1,66	0,094*	7,01
01 - Célibataire veuf	Réf		Réf		Réf		Réf	Réf
02 - Non célibataire	-0,032*	5,91	-0,042*	4,22	0,000	0,05	0,038*	3,35
01 - Licenciement économique								
02 - Autre licenciement	0,069*	7,14	-0,048*	2,86	0,054*	5,15	-0,088*	5,00
03 - Démission	0,335*	29,88	0,350*	17,70	0,239*	19,35	0,204*	9,86
04 - Fin de contrat	0,303*	33,20	0,521*	33,69	0,262*	25,69	0,379*	23,09
05 - Fin intérim	-0,128*	11,51	0,013	0,65	-0,197*	15,42	-0,170*	7,67
06 - Première entrée	0,203*	17,18	0,245*	10,95	0,132*	10,21	0,114*	4,91
07 - Reprise après > 6 mois	0,320*	22,69	0,279*	10,10	0,317*	20,49	0,235*	8,23
08 - Autres cas	0,196*	20,76	0,149*	8,99	0,172*	16,20	0,080*	4,45
01 - CDI	Réf		Réf		Réf		Réf	

02 - CDD	-0,235*	23,32	-0,302*	17,26	-0,137*	11,75	-0,203*	10,14
03 - Saisonnier	-0,040*	4,10	-0,027	1,56	0,054*	4,95	-0,001	0,05
01 - Temps complet	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Temps partiel	-0,242*	37,62	-0,469*	35,90	-0,136*	18,12	-0,374*	25,49
01 - Manœuvre et OS	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Ouvrier qualifié	-0,145*	19,70	0,251*	18,01	0,038*	4,32	0,220*	13,81
03 - Employé non qualifié	-0,214*	32,12	0,005	0,34	-0,031*	3,90	-0,032*	2,03
04 - Employé qualifié	-0,212*	34,64	0,214*	18,02	0,018*	2,54	0,209*	15,93
05 - Technicien agent de maîtrise	-0,250*	26,94	0,222*	13,71	0,027*	2,62	0,255*	14,48
06 - Cadre	-0,318*	27,97	0,206*	10,38	-0,018	1,42	0,272*	12,89
01 - Pas de RMI à l'inscription	Réf		Réf		Réf		Réf	
02- RMI à l'inscription	-0,322*	48,41	-0,477*	33,81	-0,274*	32,55	-0,433*	25,39
01 - Chômage l'année précédente	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Pas de chômage	-0,044*	10,04	-0,123*	15,47	-0,019*	3,26	-0,086*	8,43
01 - Ile de France	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Champagne	-0,086*	6,07	0,083*	3,28	-0,138*	8,18	0,000	0,01
03 - Picardie	-0,157*	12,75	-0,071*	3,05	-0,154*	10,63	-0,089*	3,38
04 - Haute Normandie	-0,120*	9,85	-0,119*	4,95	-0,150*	10,44	-0,128*	4,74
05 - Centre	0,027*	2,38	0,138*	6,67	-0,047*	3,59	0,033	1,42
06 - Basse Normandie	-0,008	0,55	0,096*	3,76	-0,105*	6,35	-0,009	0,30
07 - Bourgogne	-0,055*	4,06	0,063*	2,61	-0,082*	5,17	0,043	1,55
08 - Nord Pas de Calais	-0,185*	20,20	-0,057*	3,38	-0,217*	20,08	-0,106*	5,55
09 - Lorraine	0,045*	4,00	0,282*	14,06	-0,018	1,40	0,176*	7,80
10 - Alsace	0,107*	8,34	0,361*	15,80	0,047*	3,17	0,249*	9,83
11 - Franche Comté	0,016	1,02	0,203*	7,19	-0,058*	3,24	0,074*	2,34
12 - Pays de Loire	0,033*	3,38	0,154*	8,74	-0,042*	3,63	0,060*	3,01
13 - Bretagne	-0,043*	4,04	0,018	0,94	-0,090*	7,33	-0,011	0,52
14 - Poitou Charente	-0,055*	4,14	-0,087*	3,46	-0,109*	6,96	-0,109*	3,87
15 - Aquitaine	-0,013	1,28	0,033	1,76	-0,074*	6,35	-0,027	1,26
16 - Midi Pyrénées	0,006	0,56	0,051*	2,57	-0,061*	4,99	0,037	1,71
17 - Limousin	-0,003	0,16	-0,026	0,66	-0,046	1,89	0,011	0,25
18 - Rhône Alpes	0,129*	16,42	0,340*	23,58	0,043*	4,68	0,196*	12,17
19 - Auvergne	-0,075*	4,90	0,070*	2,66	-0,121*	6,74	0,009	0,28
20 - Languedoc Roussillon	-0,008	0,82	0,066*	3,36	-0,073*	6,02	-0,019	0,85
21 - Provence Côte d Azur	0,058*	7,08	0,137*	8,74	0,015	1,57	0,070*	4,01
22 - Corse	0,237*	8,66	0,353*	7,30	0,226*	7,07	0,285*	4,90

**Tableau 7 : Estimation avec déciles du taux de remplacement à l'inscription**

Estimation de modèles de Weibull	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
Alpha	0,932*	661,85	0,852*	351,99	0,915*	537,75	0,852*	351,99
Décile taux de remplacement à l'inscription :								
Sans indemnisation	Réf		Réf		Réf		Réf	
1	-0,281*	28,76	0,039*	2,52	-0,345*	30,83	0,039*	2,52
2	-0,571*	54,32	-0,421*	23,01	-0,589*	47,43	-0,421*	23,01
3	-0,613*	59,65	-0,463*	25,91	-0,588*	50,25	-0,463*	25,91
4	-0,563*	56,56	-0,376*	22,00	-0,546*	47,36	-0,376*	22,00
5	-0,575*	58,01	-0,372*	22,20	-0,563*	49,08	-0,372*	22,20
6	-0,588*	59,55	-0,367*	21,99	-0,580*	50,55	-0,367*	21,99
7	-0,605*	61,10	-0,406*	24,11	-0,588*	51,01	-0,406*	24,11
8	-0,649*	65,15	-0,457*	26,48	-0,636*	54,50	-0,457*	26,48
9	-0,596*	60,24	-0,458*	26,30	-0,595*	51,43	-0,458*	26,30
10	-0,514*	52,46	-0,269*	16,51	-0,506*	44,81	-0,269*	16,51
1 - <25	Réf		Réf		Réf		Réf	
2 - 25-49	-0,267*	48,44	-0,308*	30,11	-0,227*	35,25	-0,308*	30,11
3 - >=50	-0,403*	45,45	-1,081*	59,74	-0,223*	21,73	-1,081*	59,74
01 - Homme	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Femme	-0,067*	14,64	-0,218*	26,38	-0,095*	18,03	-0,218*	26,38
01 - Sans enfant	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Avec enfant	-0,052*	9,70	0,040*	3,98	-0,025*	3,91	0,040*	3,98
01 - Sans handicap	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Handicapé	-0,234*	24,77	-0,440*	23,01	-0,242*	20,59	-0,440*	23,01
01 - France	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - UE15	0,044*	2,83	0,033	1,15	0,085*	4,82	0,033	1,15
03 - Autres Pays	-0,036*	4,77	-0,290*	16,36	-0,166*	17,94	-0,290*	16,36
08 - BEPC et abandon primaire	Réf		Réf		Réf		Réf	
01 - Niveaux I et II	0,086*	8,94	0,209*	12,10	0,132*	12,15	0,209*	12,10
02 - Abandon I et II	0,044	1,65	0,125*	2,67	0,012	0,38	0,125*	2,67
03 - BAC+2	0,173*	18,82	0,294*	18,04	0,189*	18,14	0,294*	18,04
04 - Abandon BAC+2	0,079*	6,67	0,123*	5,80	0,052*	3,82	0,123*	5,80
05 - BAC Généraliste Techno ou	0,059*	7,84	0,098*	6,87	0,046*	5,27	0,098*	6,87
06 - Abandon BAC Généraliste T	0,019*	2,03	0,004	0,19	-0,036*	3,27	0,004	0,19
07 - BEP CAP abandon secondaire	0,021*	3,74	0,038*	3,30	-0,016*	2,29	0,038*	3,30
01 - Célibataire veuf	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Non célibataire	-0,034*	6,22	-0,044*	4,39	-0,003	0,40	-0,044*	4,39
01 - Licenciement économique	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Autre licenciement	0,062*	6,43	-0,060*	3,55	0,050*	4,73	-0,060*	3,55
03 - Démission	0,321*	28,61	0,331*	16,73	0,233*	18,85	0,331*	16,73
04 - Fin de contrat	0,289*	31,63	0,500*	32,29	0,257*	25,27	0,500*	32,29
05 - Fin intérim	-0,146*	13,13	-0,014	0,73	-0,208*	16,29	-0,014	0,73
06 - Première entrée	0,176*	14,88	0,202*	9,00	0,118*	9,18	0,202*	9,00
07 - Reprise après > 6 mois	0,288*	20,38	0,221*	7,99	0,294*	18,99	0,221*	7,99
08 - Autres cas	0,174*	18,36	0,113*	6,76	0,157*	14,76	0,113*	6,76
01 - CDI	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - CDD	-0,240*	23,82	-0,314*	17,92	-0,143*	12,24	-0,314*	17,92
03 - Saisonnier	-0,046*	4,74	-0,042*	2,41	0,049*	4,48	-0,042*	2,41
01 - Temps complet	Réf		Réf		Réf		Réf	

02 - Temps partiel	-0,241*	37,76	-0,469*	36,09	-0,136*	18,13	-0,469*	36,09
01 - Manœuvre et OS	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Ouvrier qualifié	-0,145*	19,80	0,252*	18,11	0,040*	4,59	0,252*	18,11
03 - Employé non qualifié	-0,213*	31,93	0,008	0,55	-0,029*	3,63	0,008	0,55
04 - Employé qualifié	-0,214*	35,00	0,210*	17,70	0,019*	2,58	0,210*	17,70
05 - Technicien agent de maîtrise	-0,258*	27,88	0,208*	12,87	0,020*	1,96	0,208*	12,87
06 - Cadre	-0,352*	31,97	0,133*	6,93	-0,051*	4,14	0,133*	6,93
01 - Pas de RMI à l'inscription	Réf		Réf		Réf		Réf	
02- RMI à l'inscription	-0,313*	47,12	-0,459*	32,65	-0,266*	31,61	-0,459*	32,65
01 - Chômage l'année précédente	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Pas de chômage	-0,025*	5,59	-0,087*	10,61	-0,010	1,74	-0,087*	10,61
01 - Ile de France	Réf		Réf		Réf		Réf	
02 - Champagne	-0,080*	5,64	0,095*	3,73	-0,129*	7,65	0,095*	3,73
03 - Picardie	-0,152*	12,33	-0,059*	2,55	-0,147*	10,14	-0,059*	2,55
04 - Haute Normandie	-0,112*	9,22	-0,102*	4,23	-0,143*	9,94	-0,102*	4,23
05 - Centre	0,032*	2,89	0,151*	7,31	-0,040*	3,06	0,151*	7,31
06 - Basse Normandie	0,000	0,00	0,109*	4,27	-0,097*	5,85	0,109*	4,27
07 - Bourgogne	-0,049*	3,60	0,078*	3,20	-0,076*	4,79	0,078*	3,20
08 - Nord Pas de Calais	-0,177*	19,34	-0,040*	2,38	-0,208*	19,27	-0,040*	2,38
09 - Lorraine	0,050*	4,44	0,294*	14,64	-0,014	1,03	0,294*	14,64
10 - Alsace	0,110*	8,58	0,371*	16,22	0,050*	3,40	0,371*	16,22
11 - Franche Comté	0,020	1,31	0,213*	7,56	-0,052*	2,90	0,213*	7,56
12 - Pays de Loire	0,039*	3,99	0,169*	9,58	-0,035*	3,04	0,169*	9,58
13 - Bretagne	-0,036*	3,44	0,035	1,81	-0,083*	6,74	0,035	1,81
14 - Poitou Charente	-0,052*	3,89	-0,080*	3,17	-0,102*	6,54	-0,080*	3,17
15 - Aquitaine	-0,010	1,03	0,042*	2,24	-0,070*	6,01	0,042*	2,24
16 - Midi Pyrénées	0,011	1,04	0,060*	3,01	-0,055*	4,49	0,060*	3,01
17 - Limousin	0,006	0,31	-0,007	0,18	-0,036	1,49	-0,007	0,18
18 - Rhône Alpes	0,131*	16,67	0,345*	23,94	0,046*	5,08	0,345*	23,94
19 - Auvergne	-0,069*	4,51	0,085*	3,20	-0,114*	6,39	0,085*	3,20
20 - Languedoc Roussillon	-0,006	0,61	0,071*	3,64	-0,068*	5,58	0,071*	3,64
21 - Provence Côte d Azur	0,058*	7,16	0,140*	8,96	0,017	1,81	0,140*	8,96
22 - Corse	0,234*	8,56	0,350*	7,23	0,229*	7,16	0,350*	7,23

Le tableau 8 propose une présentation synthétique de ces résultats. Il s'agit d'une estimation de l'espérance de la durée de chômage à l'inscription. En d'autres termes, on évalue la durée de chômage qu'une personne connaîtrait si elle avait les caractéristiques de la moyenne des chômeurs. Notons que ces durées, exprimées en mois, sont corrigées de la censure et donc plus longues que celles que l'on obtiendrait avec de simples statistiques descriptives.

Selon l'approche « sortie des listes », un chômeur non indemnisé risque en moyenne d'attendre 7 mois avant de sortir des listes de l'ANPE. Un chômeur indemnisé au titre des filières 1 et 2 dont les caractéristiques individuelles seraient identiques, risque de demeurer dans le chômage sans sortir des listes pendant 9 mois, soit 2 mois de plus. Etre indemnisé dans une filière plus longue (filières 3 et 4) se traduit par une hausse de la durée de 3 mois. Selon l'approche « retour à l'emploi », les écarts sont encore plus forts, notamment pour les filières 7 et 8. Ceci traduit le fait que cette deuxième définition de la sortie du chômage élimine de nombreux cas de sortie. Pour les filières les plus longues, elle confirme que le retour vers l'emploi est un évènement rare.

Si les effets de filières sont massifs, l'impact du montant de l'indemnisation révèle que le fait d'être indemnisé compte plus que le montant de l'indemnisation. Selon la définition « sortie des listes », les 10% de chômeurs les moins indemnisés restent 5 mois de plus que des chômeurs non indemnisés comparables. Pour tous les autres chômeurs indemnisés, l'écart est de 6 à 7 mois. L'approche de type « reprise d'emploi » amène généralement à des écarts plus forts, de 8 à 11 mois, mais le message est inchangé en termes relatifs.

Une conclusion identique s'impose pour le taux de remplacement : le fait d'être indemnisé explique des différences de durée de chômage plus grandes que les différences de taux de remplacement, et l'écart des durées moyennes passées au chômage entre indemnisés et non indemnisés augmente quand on passe d'une approche « sortie des listes » à une approche « retour à l'emploi ».

**Tableau 8: Durée moyenne estimée de chômage à l'inscription  
selon l'indemnisation (au point moyen de l'échantillon)**

L'estimation tient compte de la censure des durées. Comme trois modèles différents sont estimés, la durée pour les non indemnisés peut varier d'un modèle à l'autre.

	Définition courante (période continue)		Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)	
	Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
<b>Filière</b>				
Non indemnisé	7,1	19,6	11,0	20,7
Filières 1 et 2	9,4	19,0	15,1	21,2
Filières 3 et 4	12,1	25,7	18,7	25,0
Filières 5 et 6	14,1	32,3	22,2	30,1
Filières 7 et 8	13,9	90,8	20,5	77,0
<b>Décile de montant du salaire journalier de référence :</b>				
Non indemnisé	7,2	21,8	11,0	34,9
1	12,8	32,3	19,4	47,6
2	13,5	33,4	20,5	49,0
3	13,2	32,9	20,0	51,9
4	13,0	31,8	20,2	50,2
5	13,2	32,2	20,0	49,0
6	12,9	30,5	19,8	47,7
7	12,7	30,2	19,5	47,0
8	12,7	31,5	19,4	47,5
9	13,0	33,6	19,6	50,0
10	14,2	41,6	22,2	64,0
<b>Décile taux de remplacement à l'inscription :</b>				
Non indemnisé	7,2	21,7	11,0	34,9
1	9,8	20,7	16,0	36,4
2	13,3	35,6	20,9	55,3
3	13,9	37,3	20,9	53,5
4	13,2	33,7	19,9	49,1
5	13,4	33,6	20,3	51,8
6	13,6	33,4	20,7	51,4
7	13,8	34,9	20,9	52,4
8	14,5	37,1	22,0	56,7
9	13,7	37,1	21,0	58,1
10	12,5	29,7	19,1	44,5

## Estimations non paramétriques

Les estimations non paramétriques ont pour objet de vérifier si les résultats précédents résistent à un relâchement de l'hypothèse centrale d'un modèle de Weibull. Sans imposer de forme particulière pour la distribution des variables de durée, elles permettent de voir si les résultats précédents sont « robustes ». Nous examinons deux types de mesure de performance : un indicateur de rapidité de sortie du chômage, relativement proche des estimations paramétriques, et un indicateur de durabilité de la sortie du chômage.

### *Les variables de performance*

Pour mesurer la rapidité de la sortie du chômage, on examine la probabilité d'être sorti après une durée donnée. Nous avons pris : 6, 12, 18 et 24 mois.<sup>73</sup> Ces durées ont été choisies de manière à mesurer, notamment dans les filières courtes, l'évolution de ces probabilités avant et après la fin des droits des indemnités. L'examen est fait à la fois sur toutes les observations (« toutes durées ») et sur les seules durées complètes. En effet, pour 2001, nous disposons de 3 ans de visibilité, ce qui réduit l'impact de la censure des durées. Les résultats sont fournis dans les tableaux 9A et 9B.

Cette première mesure nous semble insuffisante pour évaluer l'effet de l'indemnisation sur la durée du chômage. En effet, une succession de CDD entrelacés par des périodes de chômage fournirait une bonne performance selon ces premiers indicateurs. Afin de mieux mesurer la « qualité » de la sortie du chômage, on examine la probabilité de sortir du chômage pour *au moins* une durée donnée. Ici, on prend 6 mois et 12 mois. Les résultats sont présentés dans les tableaux 10 à 12.

### *Effet de la filière sur la probabilité de sortir du chômage*

Pour l'ensemble des estimations, le résultat central est maintenu. Une filière plus longue est associée à un retour plus faible vers l'emploi. Toutefois, ce résultat dépend en bonne partie de la date de sortie que l'on choisit d'étudier (tableaux 9A et 9B).

Si l'on raisonne sur la définition « sortie des listes », les filières courtes (1 et 2) ont une probabilité plus faible de 14% de sortir du chômage après 6 mois, mais cet effet s'amenuise au fur et à mesure que les droits s'épuisent ; il passe à -1,4% après 12 mois et l'écart s'annule à 18 et 24 mois. Si l'on privilégie l'optique reprise d'emploi, le message général est le même, les chômeurs indemnités voient leur taux de sortie converger vers ceux des non indemnités au fur et à mesure du temps. On note juste que, quelque soit la définition retenue de la sortie du chômage, les filières 7 et 8 ont toujours un taux de retour à l'emploi nettement plus faible que les non indemnités, même après 24 mois passés au chômage. Enfin, les estimations sur les durées complètement observées (durées complètes, tableau 9B) confirment ces estimations.

Globalement, les résultats obtenus par cette méthode non paramétrique sont donc compatibles avec les conclusions tirées de l'estimations du modèle de Weibull.

---

<sup>73</sup> Cette variable de sortie correspond à la fonction de répartition de la variable de durée, étroitement reliée à la fonction de hasard estimée dans le modèle de Weibull.

### *Effets de l'indemnisation sur la probabilité de sortir durablement du chômage*

Nous examinons maintenant l'effet de la filière sur la probabilité de sortir durablement (au moins 6 mois, au moins 12 mois) du chômage. Les estimations sont présentées dans les tableaux 10A et 10B.

Dans une optique « sortie des listes », on constate que les filières courtes s'écartent assez peu des non indemnisés en termes de qualité de retour à l'emploi. Pour les sorties d'au moins 6 mois, l'écart n'est pas significatif pour les filières 1 et 2, et significatif mais faible pour les filières 3 et 4 (entre -2% et -5%). On ne retrouve des écarts importants que pour les filières 5 à 8. L'écart s'accroît toutefois si l'on impose au moins 12 mois de sortie du chômage. Cette fois-ci toutes les filières présentent un écart significatif avec les non indemnisés, cet écart restant relativement modeste pour les filières 1 à 4. Si l'on raisonne sur les durées complètes, les écarts entre indemnisés et non indemnisés se réduisent fortement par rapport aux écarts que l'on avait avec les probabilités de sortie non durables.

Globalement, il existe bien un effet négatif de l'indemnisation sur la sortie du chômage mais il est significativement plus faible quand on tient compte du caractère durable de l'indemnisation. Il nous reste à examiner la robustesse de ce résultat avec les deux autres variables d'indemnisation.

### *Effet du montant de l'indemnisation sur la probabilité de sortir durablement du chômage*

Les résultats sont présentés dans les tableaux 11A et 11B, et confirment les précédents. D'une part, il y a bien un effet négatif dominant du montant d'indemnisation sur la sortie du chômage et cet écart est quasiment indépendant du montant de l'indemnisation ; d'autre part, la prise en compte du caractère durable de l'emploi retrouvé réduit significativement la valeur absolue de l'écart de probabilité de retour à l'emploi entre les indemnisés et les non indemnisés. Pour les 10% les mieux indemnisés, on trouve même que la probabilité de retour à un emploi durable est plus forte que pour les non indemnisés (+2% à +6% selon la convention).

### *Effet du taux de remplacement sur la probabilité de sortir durablement du chômage*

Les résultats sont présentés dans les Tableaux 12A et 12B. Le résultat d'ensemble est le même que pour les estimations par filières et par déciles d'indemnisation. D'une part, l'indemnisation réduit le retour à l'emploi d'une manière quasiment identique dans tous les déciles ; d'autre part, l'écart de retour à l'emploi est plus faible entre les indemnisés et les non indemnisés quand on tient compte de la qualité du retour à l'emploi.

**Tableau 9A: Probabilité de sortir du chômage selon la filière d'indemnisation (toutes durées)**

Estimation à la Rubin sur toutes les durées. \* Significatif au seuil de 5%.

Ecart des probabilités de sortie du chômage entre indemnisés et non indemnisés	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
<b>Avant 6 mois</b>								
Filières 1 et 2	-0,140*	32,12	-0.017*	2.82	-0.194*	36.32	-0.064*	8.99
Filières 3 et 4	-0,263*	62,09	-0.123*	22.54	-0.285*	58.25	-0.142*	22.24
Filières 5 et 6	-0,282*	94,93	-0.197*	50.85	-0.292*	83.97	-0.203*	46.08
Filières 7 et 8	-0,333*	40,06	-0.237*	28.19	-0.241*	29.08	-0.181*	20.78
<b>Avant 12 mois</b>								
Filières 1 et 2	-0,014*	4,08	0.040*	7.99	-0.077*	15.50	0.007	0.96
Filières 3 et 4	-0,192*	50,17	-0.064*	13.10	-0.254*	51.48	-0.099*	15.46
Filières 5 et 6	-0,208*	76,43	-0.135*	37.74	-0.254*	74.41	-0.166*	37.76
Filières 7 et 8	-0,283*	35,08	-0.189*	22.96	-0.209*	25.03	-0.144*	16.45
<b>Avant 18 mois</b>								
Filières 1 et 2	0,003	1,12	0.038*	8.87	-0.026*	6.13	0.028*	4.51
Filières 3 et 4	-0,088*	28,64	-0.018*	4.21	-0.158*	35.33	-0.050*	8.34
Filières 5 et 6	-0,156*	64,52	-0.102*	31.49	-0.219*	68.07	-0.146*	34.51
Filières 7 et 8	-0,261*	34,07	-0.174*	22.12	-0.214*	26.11	-0.153*	17.76
<b>Avant 24 mois</b>								
Filières 1 et 2	0,001	0,65	0.028*	7.48	-0.017*	4.35	0.018*	3.14
Filières 3 et 4	-0,040*	16,39	-0.006*	1.52	-0.086*	22.01	-0.035*	6.26
Filières 5 et 6	-0,110*	52,15	-0.076*	26.46	-0.181*	60.89	-0.131*	32.76
Filières 7 et 8	-0,236*	32,85	-0.158*	21.17	-0.205*	25.90	-0.149*	17.84

**Tableau 9B: Probabilité de sortir du chômage selon la filière d'indemnisation (durées complètes)**

Estimation à la Rubin sur les durées complètes. \* Significatif au seuil de 5%.

Ecart des probabilités de sortie du chômage entre indemnisés et non indemnisés	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
<b>Avant 6 mois</b>								
Filières 1 et 2	-0,149*	33,67	-0.058*	7.95	-0.208*	36.94	-0.121*	12.77
Filières 3 et 4	-0,269*	61,40	-0.159*	21.83	-0.301*	57.13	-0.194*	21.60
Filières 5 et 6	-0,273*	89,80	-0.218*	42.40	-0.284*	76.86	-0.250*	40.44
Filières 7 et 8	-0,284*	31,84	-0.263*	12.84	-0.241*	24.98	-0.226*	10.30
<b>Avant 12 mois</b>								
Filières 1 et 2	-0,017*	5,43	0.003	0.57	-0.079*	16.06	-0.045*	5.65
Filières 3 et 4	-0,191*	49,60	-0.104*	17.59	-0.260*	50.46	-0.146*	17.92
Filières 5 et 6	-0,183*	68,98	-0.144*	33.80	-0.222*	64.05	-0.192*	34.68
Filières 7 et 8	-0,205*	25,13	-0.168*	9.31	-0.182*	19.98	-0.142*	6.92
<b>Avant 18 mois</b>								
Filières 1 et 2	0,000	0,03	0.006	1.48	-0.024	6.03	-0.009	1.47
Filières 3 et 4	-0,080*	28,01	-0.041*	9.50	-0.149*	34.11	-0.064*	9.74
Filières 5 et 6	-0,123*	55,12	-0.097*	28.05	-0.169*	55.34	-0.139*	29.49
Filières 7 et 8	-0,170*	23,36	-0.124*	8.03	-0.176*	20.89	-0.107*	5.88
<b>Avant 24 mois</b>								
Filières 1 et 2	-0,002	0,90	0.002	0.66	-0.012*	4.02	-0.012*	2.41
Filières 3 et 4	-0,029*	14,88	-0.019*	6.11	-0.064*	19.38	-0.035*	6.77
Filières 5 et 6	-0,069*	39,75	-0.052*	19.64	-0.115*	45.25	-0.090*	23.77
Filières 7 et 8	-0,133*	21,22	-0.065*	5.55	-0.154*	20.50	-0.043*	3.01

**Tableau 10A: Probabilité de sortir durablement du chômage  
selon la filière d'indemnisation (toutes durées)**

Estimation à la Rubin sur toutes les durées. \* Significatif au seuil de 5%.

Ecart des probabilités de sortie du chômage entre indemnisés et non indemnisés	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
<b>Sortie d'au moins 6 mois</b>								
Filières 1 et 2	-0,004	1,05	-0,006	1,03	-0,003	0,89	0,024*	4,35
Filières 3 et 4	-0,017*	4,48	-0,022*	4,23	-0,053*	14,98	-0,020*	3,70
Filières 5 et 6	-0,069*	24,11	-0,078*	20,61	-0,127*	46,25	-0,101*	26,39
Filières 7 et 8	-0,062*	8,48	-0,016*	2,01	-0,144*	19,57	-0,087*	11,08
<b>Sorties d'au moins 12 mois</b>								
Filières 1 et 2	-0,040*	9,16	-0,052*	8,66	-0,051*	10,16	-0,033*	4,70
Filières 3 et 4	-0,044*	10,89	-0,052*	9,63	-0,084*	17,90	-0,043*	6,74
Filières 5 et 6	-0,098*	32,70	-0,094*	23,78	-0,162*	47,92	-0,119*	27,00
Filières 7 et 8	-0,062*	8,03	-0,024*	2,98	-0,139*	17,29	-0,087*	10,11

**Tableau 10B: Probabilité de sortir durablement du chômage  
selon la filière d'indemnisation (durées complètes)**

Estimation à la Rubin sur les durées complètes. \* Significatif au seuil de 5%.

Ecart des probabilités de sortie du chômage entre indemnisés et non indemnisés	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
<b>Sortie d'au moins 6 mois</b>								
Filières 1 et 2	-0,008	1,83	-0,034*	4,62	0,002	1,04	0,003	0,89
Filières 3 et 4	-0,011*	2,79	0,004	0,62	-0,026*	10,16	-0,004	1,06
Filières 5 et 6	-0,036*	12,65	0,002	0,37	-0,045*	22,54	-0,029*	9,75
Filières 7 et 8	0,031*	4,44	0,010	0,63	-0,071*	12,55	0,013	1,32
<b>Sorties d'au moins 12 mois</b>								
Filières 1 et 2	-0,043*	9,73	-0,102*	12,93	-0,052*	10,27	-0,089*	9,93
Filières 3 et 4	-0,041*	10,06	-0,047*	6,39	-0,070*	14,74	-0,059*	7,04
Filières 5 et 6	-0,076*	24,65	-0,027*	5,05	-0,111*	32,91	-0,067*	12,01
Filières 7 et 8	0,010	1,22	-0,034	1,85	-0,079*	9,53	-0,022	1,15

**Tableau 11A: Probabilité de sortir durablement du chômage  
selon les déciles du salaire journalier de référence  
(toutes durées)**

Estimation à la Rubin sur toutes les durées. \* Significatif au seuil de 5%.

Ecart des probabilités de sortie du chômage entre indemnisés et non indemnisés	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
<b>Sortie d'au moins 6 mois</b>								
1 <sup>er</sup> décile	-0,043*	8,68	-0,041*	6,52	-0,097*	20,77	-0,074*	11,41
2 <sup>e</sup> décile	-0,067*	13,40	-0,066*	10,55	-0,135*	27,43	-0,087*	13,77
3 <sup>e</sup> décile	-0,056*	11,45	-0,060*	9,80	-0,104*	22,58	-0,087*	14,08
4 <sup>e</sup> décile	-0,057*	11,61	-0,070*	11,18	-0,114*	24,46	-0,092*	14,76
5 <sup>e</sup> décile	-0,048*	9,83	-0,060*	9,79	-0,105*	22,87	-0,086*	14,01
6 <sup>e</sup> décile	-0,051*	10,46	-0,066*	10,75	-0,100*	21,84	-0,077*	12,64
7 <sup>e</sup> décile	-0,044*	8,86	-0,068*	10,91	-0,095*	20,46	-0,076*	12,35
8 <sup>e</sup> décile	-0,033*	6,68	-0,048*	7,64	-0,076*	16,14	-0,053*	8,71
9 <sup>e</sup> décile	-0,026*	5,11	-0,041*	6,36	-0,064*	13,13	-0,041*	6,48
10 <sup>e</sup> décile	0,016*	2,61	-0,002*	0,24	-0,016*	2,51	-0,013*	1,57
<b>Sorties d'au moins 12 mois</b>								
1 <sup>er</sup> décile	-0,053*	10,48	-0,046*	7,34	-0,102*	17,65	-0,065*	8,94
2 <sup>e</sup> décile	-0,082*	15,99	-0,075*	11,99	-0,145*	24,48	-0,088*	12,27
3 <sup>e</sup> décile	-0,089*	17,69	-0,095*	15,34	-0,141*	24,60	-0,117*	16,58
4 <sup>e</sup> décile	-0,089*	17,52	-0,088*	14,12	-0,152*	26,15	-0,107*	15,05
5 <sup>e</sup> décile	-0,074*	14,78	-0,081*	12,97	-0,141*	24,46	-0,110*	15,63
6 <sup>e</sup> décile	-0,080*	15,78	-0,089*	14,19	-0,132*	23,02	-0,102*	14,46
7 <sup>e</sup> décile	-0,077*	15,12	-0,091*	14,32	-0,132*	22,86	-0,104*	14,60
8 <sup>e</sup> décile	-0,066*	12,89	-0,072*	11,20	-0,118*	20,33	-0,087*	12,24
9 <sup>e</sup> décile	-0,067*	12,36	-0,068*	10,18	-0,113*	18,84	-0,072*	9,86
10 <sup>e</sup> décile	-0,030*	4,66	-0,035*	4,15	-0,067*	9,22	-0,050*	5,47

**Tableau 11B: Probabilité de sortir durablement du chômage  
selon les déciles du salaire journalier de référence  
(durées complètes)**

Estimation à la Rubin sur les durées complètes. \* Significatif au seuil de 5%.

Ecart des probabilités de sortie du chômage entre indemnisés et non indemnisés	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
<b>Sortie d'au moins 6 mois</b>								
1 <sup>er</sup> décile	-0,017*	3,41	0,019*	2,29	-0,037*	11,04	-0,018*	3,16
2 <sup>e</sup> décile	-0,039*	7,70	0,011	1,41	-0,057*	16,30	-0,016*	3,34
3 <sup>e</sup> décile	-0,034*	6,92	-0,009	1,18	-0,044*	13,24	-0,014*	2,95
4 <sup>e</sup> décile	-0,038*	7,72	-0,013	1,61	-0,052*	15,88	-0,024*	5,25
5 <sup>e</sup> décile	-0,026*	5,35	-0,003	0,44	-0,042*	13,33	-0,031*	6,88
6 <sup>e</sup> décile	-0,032*	6,42	-0,023*	2,95	-0,038*	11,68	-0,020*	4,39
7 <sup>e</sup> décile	-0,024*	4,85	-0,008	1,06	-0,032*	9,86	-0,019*	4,25
8 <sup>e</sup> décile	-0,010*	1,96	-0,003	0,42	-0,014*	4,41	-0,009	1,87
9 <sup>e</sup> décile	-0,002	0,43	0,041*	5,45	-0,014*	3,90	0,017*	3,58
10 <sup>e</sup> décile	0,051*	8,60	0,061*	6,53	0,050*	10,60	0,056*	7,34
<b>Sorties d'au moins 12 mois</b>								
1 <sup>er</sup> décile	-0,034*	6,58	-0,001	0,09	-0,061*	10,47	-0,014	1,41
2 <sup>e</sup> décile	-0,062*	11,75	-0,021*	2,29	-0,095*	15,64	-0,040*	4,19
3 <sup>e</sup> décile	-0,075*	14,38	-0,074*	8,33	-0,104*	17,78	-0,086*	8,95
4 <sup>e</sup> décile	-0,076*	14,46	-0,067*	7,45	-0,115*	19,30	-0,083*	8,60
5 <sup>e</sup> décile	-0,059*	11,37	-0,051*	5,86	-0,103*	17,37	-0,090*	9,59
6 <sup>e</sup> décile	-0,066*	12,72	-0,067*	7,72	-0,091*	15,69	-0,072*	7,85
7 <sup>e</sup> décile	-0,064*	12,06	-0,052*	5,98	-0,094*	15,94	-0,071*	7,68
8 <sup>e</sup> décile	-0,051*	9,64	-0,024*	2,77	-0,080*	13,55	-0,050*	5,43
9 <sup>e</sup> décile	-0,051*	9,24	0,002	0,25	-0,083*	13,73	-0,034*	3,63
10 <sup>e</sup> décile	-0,004	0,58	0,042*	3,62	-0,024*	3,35	0,022*	1,80

**Tableau 12A: Probabilité de sortir durablement du chômage  
selon les déciles du taux de remplacement  
(toutes durées)**

Estimation à la Rubin sur toutes les durées. \* Significatif au seuil de 5%.

Ecart des probabilités de sortie du chômage entre indemnisés et non indemnisés	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
<b>Sortie d'au moins 6 mois</b>								
1 <sup>er</sup> décile	-0,006	1,10	-0,003	0,42	-0,070*	15,63	-0,026*	4,39
2 <sup>e</sup> décile	-0,025*	4,55	-0,027*	4,05	-0,050*	8,64	-0,039*	5,22
3 <sup>e</sup> décile	-0,019*	3,72	-0,043*	6,59	-0,078*	15,98	-0,069*	10,79
4 <sup>e</sup> décile	-0,045*	9,17	-0,057*	9,37	-0,097*	20,58	-0,071*	11,76
5 <sup>e</sup> décile	-0,061*	12,48	-0,087*	14,04	-0,107*	22,93	-0,096*	15,55
6 <sup>e</sup> décile	-0,056*	11,41	-0,073*	11,82	-0,109*	23,54	-0,091*	14,90
7 <sup>e</sup> décile	-0,067*	13,50	-0,075*	12,09	-0,122*	25,87	-0,100*	16,15
8 <sup>e</sup> décile	-0,072*	14,25	-0,078*	12,39	-0,147*	29,41	-0,115*	17,36
9 <sup>e</sup> décile	-0,065*	13,22	-0,077*	12,38	-0,134*	27,62	-0,118*	18,09
10 <sup>e</sup> décile	-0,038*	7,81	-0,039*	6,28	-0,073*	16,90	-0,046*	7,84
<b>Sorties d'au moins 12 mois</b>								
1 <sup>er</sup> décile	-0,054*	10,20	-0,061*	9,14	-0,133*	22,75	-0,094*	13,05
2 <sup>e</sup> décile	-0,061*	10,66	-0,055*	7,85	-0,095*	13,84	-0,066*	7,92
3 <sup>e</sup> décile	-0,056*	10,36	-0,068*	10,03	-0,116*	19,74	-0,095*	13,00
4 <sup>e</sup> décile	-0,073*	14,17	-0,075*	11,99	-0,126*	21,99	-0,092*	13,30
5 <sup>e</sup> décile	-0,085*	16,60	-0,095*	15,25	-0,136*	23,68	-0,108*	15,35
6 <sup>e</sup> décile	-0,081*	15,94	-0,090*	14,53	-0,140*	24,43	-0,109*	15,53
7 <sup>e</sup> décile	-0,084*	16,52	-0,085*	13,56	-0,141*	24,45	-0,106*	15,12
8 <sup>e</sup> décile	-0,093*	18,28	-0,089*	14,01	-0,165*	27,51	-0,116*	15,75
9 <sup>e</sup> décile	-0,084*	16,94	-0,095*	15,54	-0,151*	26,14	-0,119*	16,78
10 <sup>e</sup> décile	-0,058*	11,63	-0,048*	7,61	-0,096*	17,18	-0,053*	7,51

**Tableau 12B: Probabilité de sortir durablement du chômage  
selon les déciles du taux de remplacement  
(durées complètes)**

Estimation à la Rubin sur les durées complètes. \* Significatif au seuil de 5%.

Ecart des probabilités de sortie du chômage entre indemnisés et non indemnisés	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
<b>Sortie d'au moins 6 mois</b>								
1 <sup>er</sup> décile	-0,004	0,73	-0,010	1,23	-0,052*	16,80	-0,037*	7,88
2 <sup>e</sup> décile	0,003	0,56	0,028*	3,41	0,012*	2,79	0,002	0,32
3 <sup>e</sup> décile	0,013*	2,50	0,037*	4,76	-0,014*	4,07	0,012*	2,51
4 <sup>e</sup> décile	-0,016*	3,33	-0,003	0,40	-0,029*	8,66	-0,019*	4,12
5 <sup>e</sup> décile	-0,034*	6,92	-0,021*	2,72	-0,041*	12,57	-0,018*	4,18
6 <sup>e</sup> décile	-0,031*	6,27	-0,011	1,49	-0,041*	12,44	-0,025*	5,63
7 <sup>e</sup> décile	-0,040*	8,13	-0,003	0,33	-0,052*	15,64	-0,035*	7,59
8 <sup>e</sup> décile	-0,042*	8,23	-0,007	0,90	-0,068*	19,08	-0,050*	9,46
9 <sup>e</sup> décile	-0,035*	7,09	-0,009	1,15	-0,057*	16,31	-0,039*	7,30
10 <sup>e</sup> décile	-0,024*	4,88	0,005	0,69	-0,030*	9,60	-0,015*	3,51
<b>Sortie d'au moins 12 mois</b>								
1 <sup>er</sup> décile	-0,056*	10,12	-0,090*	9,65	-0,126*	21,19	-0,135*	13,69
2 <sup>e</sup> décile	-0,041*	7,00	0,001	0,14	-0,054*	7,86	-0,025*	2,27
3 <sup>e</sup> décile	-0,034*	6,15	0,008	0,90	-0,076*	12,81	-0,038*	4,05
4 <sup>e</sup> décile	-0,053*	9,99	-0,022*	2,44	-0,082*	14,11	-0,044*	4,85
5 <sup>e</sup> décile	-0,066*	12,48	-0,045*	5,13	-0,095*	16,22	-0,061*	6,59
6 <sup>e</sup> décile	-0,064*	12,17	-0,057*	6,59	-0,098*	16,79	-0,066*	7,18
7 <sup>e</sup> décile	-0,065*	12,35	-0,037*	4,16	-0,098*	16,56	-0,075*	7,85
8 <sup>e</sup> décile	-0,073*	13,80	-0,039*	4,23	-0,115*	18,55	-0,072*	6,93
9 <sup>e</sup> décile	-0,063*	12,24	-0,066*	7,16	-0,103*	17,11	-0,083*	8,07
10 <sup>e</sup> décile	-0,049*	9,50	-0,010	1,10	-0,069*	12,02	-0,024*	2,64

# Conclusions

L'assurance chômage recouvre un vaste ensemble de dispositifs qui combinent un grand nombre de règles et ne sont pas toujours stables dans le temps. Cette grande complexité est peu prise en compte dans la littérature économique appliquée qui résume souvent la générosité d'un système d'indemnisation à un montant moyen d'indemnité ou à un simple taux de remplacement, en rapportant le montant moyen des indemnités à celui des salaires.

Les travaux économétriques appliqués, dont la première partie de ce rapport a dressé un état des lieux, confirment les prédictions théoriques des modèles de recherche d'emploi en montrant que les sorties du chômage sont sensibles à la nature et aux modalités des sanctions monétaires. Ils partagent cependant une limite commune qui est de styliser de façon peut être excessive la complexité des dispositifs d'indemnisation. Par exemple, même si le système d'indemnisation français a fait l'objet de nombreuses simplifications, il ne saurait être convenablement résumé avec un unique taux de remplacement. De plus, les réformes des systèmes d'indemnisation du chômage mixent le plus souvent des changements des trois paramètres qui déterminent la générosité d'un système d'assurance chômage : l'éligibilité au système ; la durée des droits à indemnisation ; le montant des indemnités. Les évaluations empiriques ne considèrent pas tous ces éléments interdépendants pour se concentrer le plus souvent sur un seul.

Dans ce contexte, l'objet de ce rapport était de proposer une estimation des effets de l'indemnisation sur la durée du chômage qui pousse encore un peu plus loin l'exigence de robustesse et le souci de réalisme. L'originalité de notre travail est d'avoir mobilisé une source statistique originale, les données du fichier historique statistique de l'ANPE, couplé avec le segment D3 de l'Unedic, qui permet de renseigner explicitement le montant d'indemnités perçus par les demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE. On dispose ainsi à la fois des informations sur l'éligibilité au système, sur la durée de l'indemnisation, qui dépend des filières, et sur le montant effectivement perçu par les chômeurs tout au long de leur séjour dans l'indemnisation. Ces données nous ont permis de suivre deux cohortes de chômeurs. La première de juillet 2001 à juin 2002 suit la réforme du PARE qui met fin à la dégressivité des allocations chômage. La deuxième à partir de janvier 2003 suit un changement du nombre de filières d'indemnisation, réduit de 8 à 4.

Une deuxième originalité est d'avoir multiplié les techniques d'investigation de façon à rechercher des résultats robustes aux choix d'hypothèses et aux nécessaires limites de telle ou telle approche. Après un suivi statistique longitudinal des cohortes de chômeurs, par nature descriptif, à l'aide des estimateurs de Kaplan et Meier, nous avons mis en œuvre des techniques économétriques paramétriques, avec des modèles de Weibull, avant de procéder à des estimations non paramétriques, à l'aide de la méthode de Rubin. Nous avons aussi multiplié les conventions de définition des sorties du chômage, pour tenter de limiter les défauts inhérents à l'exploitation d'une source administrative tout en prenant en compte partiellement les effets de récurrence.

Du côté des entrées en chômage, nous avons constaté que les différences entre les filières d'indemnisation du régime d'assurance chômage sont très nettes à la fois en terme de profils des chômeurs qui y transitent et en terme de durée ou de montant d'indemnisation. Dans les filières courtes, on relève une sur représentation des jeunes, des femmes, des célibataires sans enfants, des peu diplômés et des étrangers. On relève également une forte proportion d'entrées pour fins de contrats alors que les entrées en filière longue suivent plus souvent un licenciement ou une démission. En outre, les entrées en filières courtes sont liés à un niveau moyen plus faible des montants d'indemnisation. Les chômeurs des filières courtes perçoivent moins longtemps des indemnités plus faibles.

Du côté des sorties, on constate également de fortes différences selon les filières d'indemnisation. On peut observer des pics de sortie très nets qui précèdent les durées limites d'indemnisation, spécifiques à chaque filière. Au début de la deuxième année de chômage, les taux de sortie augmentent fortement dans la filière 3, dont les droits s'éteignent au bout de 15 mois. La proximité de la fin de droit augmente de près de 50 % les chances de sortir des listes ou de déclarer une reprise d'emploi dans cette filière, ce qui est considérable. Au-delà de 24 mois, les taux de sortie remontent sensiblement dans la filière 5 où la durée maximale des droits est de 30 mois. Si ces pics sont érodés lorsque l'on exclut les sorties temporaires et/ou les radiations administratives, ils restent perceptibles.

Le type de filière d'indemnisation ne constitue pas seulement une catégorie de gestion administrative qui détermine la durée des droits en fonction de celle de l'affiliation antérieure au régime d'assurance avant la cessation d'activité. Il est également discriminant du point de vue des trajectoires des chômeurs et de leurs chances de retrouver un emploi. Le classement dans une filière renseigne sur l'ampleur des droits ouverts selon une logique contributive et assurantielle mais il informe également de la « proximité à l'emploi » qui conditionne les chances de retour à l'emploi.

Un point important est que ces différences ont lieu entre les filières beaucoup plus qu'au sein de chacune d'elle. Au sein des filières d'indemnisation, un examen détaillé des fonctions de hasard et des fonctions de survie estimées, indique que des chômeurs dont le niveau d'indemnisation est différent présentent souvent des chances de sortir du chômage assez comparables.

Ces enseignements factuels et descriptifs sont confirmés par l'économétrie. Dans la troisième et dernière partie de ce rapport, nous avons mobilisé deux types d'approches, paramétriques, avec l'estimation de modèles de Weibull, et non paramétriques, avec une estimation à la Rubin. L'approche paramétrique indique que les chances de sortie du chômage diminuent nettement avec la générosité de l'indemnisation. Cela est vrai quelle que soit la définition de la sortie du chômage. L'effet de l'indemnisation peut être qualifié de prédominant, relativement à l'influence des déterminants individuels âge, sexe, situation matrimoniale, diplôme, qualification, région, etc., qu'il dépasse systématiquement. Le fait d'être indemnisé ou non et la durée de l'indemnisation, au travers de la filière d'indemnisation, jouent fortement. En revanche, parmi les chômeurs indemnisés, les sorties du chômage sont moins sensibles au montant d'indemnisation. Au sein des trois paramètres qui définissent la générosité d'une indemnisation, l'éligibilité et la durée exercent un effet puissant sur la sortie du chômage et le retour à l'emploi. C'est moins vrai du montant de l'indemnisation, que celui-ci soit mesuré en Euros ou en pourcentage,

sauf aux déciles extrêmes. Un montant très élevé d'indemnisation pénalise fortement la sortie du chômage, mais ce n'est pas le cas d'une hausse du montant d'indemnisation dans le cas général. En d'autres termes, changer de décile de montant d'indemnisation a très peu d'impact sur les sorties du chômage.

Ces résultats ne tiennent pas aux hypothèses spécifiques de l'approche qui a été mobilisée. Ils sont confirmés par les estimations non paramétriques réalisées à la fin de ce rapport. Si l'éligibilité à l'indemnisation et la filière d'indemnisation modifie de façon radicale les chances de sortir du chômage, ce n'est pas le cas du montant de l'indemnisation. Ce dernier réduit le retour à l'emploi d'une manière quasiment identique dans tous les déciles. Cela reste vrai lorsque tient compte de la qualité du retour à l'emploi, au sens de sa stabilité au-delà de six mois.

Il peut être utile de souligner que nos résultats ont des traductions concrètes et opérationnels du point de vue de l'équilibre technique de l'assurance chômage. En outre, les recommandations que pourraient appuyer nos conclusions vont dans l'intérêt des chômeurs, à court comme à long terme. Si l'objectif conjoncturel du régime est de réaliser des économies, ce qui n'est pas historiquement irréaliste, nous montrons qu'il n'y a pas de double dividende à attendre d'une baisse du montant d'indemnisation. Un montant plus faible dans chaque filière n'augmente guère le retour à l'emploi des chômeurs. Cette conclusion prend à contre-pied les recommandations traditionnelles qui sont issues des travaux économétriques appliqués sur les effets de l'assurance chômage, qui ne mobilisent pas de données sur les différentes dimensions de l'indemnisation et plaident sans nuance pour une moindre générosité de l'assurance chômage.

A défaut d'agir sur le montant de l'indemnisation, nos résultats indiquent qu'il est pertinent d'agir sur les deux autres leviers de l'indemnisation, dès lors que l'objectif est bien d'augmenter quantitativement la sortie du chômage. Une moindre éligibilité à l'assurance chômage et des filières d'indemnisation plus courtes sont effectivement deux moyens efficaces d'augmenter les sorties du chômage. Mais ce type de stratégie a pour contrepartie une baisse sensible de la qualité du retour à l'emploi. Elles augmentent la fréquence des retours au chômage (avant d'occuper un emploi plus de six mois).

Pour finir, il convient de mettre l'accent sur les limites de cette étude. Parmi toutes les imperfections d'une exploration économétrique appliquée sur micro-données administratives, il nous semble que deux défauts importants méritent d'être soulignés.

Le premier est que nous n'avons pas pris en compte les activités réduites dans la définition ou les déterminants de la sortie du chômage. Les activités réduites concernent plus d'un demandeur d'emploi sur trois (cf. annexe 3) et peuvent avoir des effets sur la durée du chômage tel qu'elle est enregistrée dans le fichier D3 que nous utilisons. Elles peuvent aussi exercer des effets propres en créant des effets de trappe. Ces effets n'ont pas été étudiés dans le cadre de ce rapport mais il mériteraient une investigation spécifique.

La seconde limite importante réside dans le fait de mettre en relation le montant monétaire de l'indemnisation avec le rythme des sorties du chômage sans contrôler les effets des incitations non monétaires qui résident dans l'ensemble des prestations d'accompagnement qui sont mis en œuvre par l'ANPE, l'UNEDIC et l'ensemble des

institutions nationales ou locales qui aident au retour à l'emploi. On sait que le système français d'aide au retour à l'emploi est particulièrement compliqué. En comparaison internationale, il est l'un des seuls à combiner à la fois plusieurs régimes d'indemnisation, gérés par plusieurs grandes catégories d'acteurs, organisés en une diversité de dispositifs et de filières d'indemnisation, et de façon très instable dans le temps, puisqu'il fait l'objet de réformes fréquentes qui modifient de façon graduelle et parfois radicale les principaux paramètres des dispositifs. Cette complexité est renforcée par l'envergure des dispositifs, qui s'appliquent chaque jour à près de 15 000 nouvelles entrées en chômage. Nous avons tenté de prendre en compte cette complexité et cette instabilité en multipliant les indicateurs, les méthodes et les échantillons, mais il est vrai que nous n'avons pas intégré l'effet spécifique des incitations non monétaires. Or les dispositifs d'accompagnement des chômeurs ont été considérablement développés ces dernières années et il semble même que l'on assiste globalement à un certain remplacement des incitations monétaires par des incitations non monétaires. La prise en compte de ces dispositifs dans un cadre cohérent et complet qui combinerait le monétaire et le non monétaire constitue sans aucun doute un objectif de recherche pour l'avenir.

## ANNEXE 1

### Statistiques descriptives sur la composition socio-démographique des entrées en chômage, selon les filières d'indemnisation

#### Cohorte 2001-2002

	Filière 1	Filière 2	Filière 3	Filière 4	Filière 5
<b>Age</b>					
1 - <25	41,0%	34,3%	30,1%	0%	16,5%
2 - 25-49	52,9%	58,8%	69,0%	0%	81,6%
3 - >=50	6,1%	6,9%	0,9%	100%	2,0%
<b>Genre</b>					
01 - Homme	45,2%	44,8%	44,3%	48,0%	46,8%
02 - Femme	54,8%	55,2%	55,7%	52,0%	53,2%
<b>Nombre d'enfants</b>					
01 - Sans enfant	70,7%	66,0%	62,9%	55,6%	53,1%
02 - Un enfant	12,9%	14,8%	15,4%	20,7%	19,7%
03 - Deux enfants	8,9%	11,2%	12,3%	12,3%	17,5%
04 - Trois enfants et plus	7,3%	7,9%	9,2%	11,2%	9,3%
05 - Inconnu	0,2%	0,2%	0,2%	0,3%	0,5%
<b>Handicap</b>					
01 - Sans handicap veuves orphelins	97,0%	96,3%	95,2%	89,8%	93,6%
02 - Catégorie A	0,6%	0,9%	1,1%	2,2%	1,6%
03 - Catégorie B	1,6%	1,9%	2,6%	6,1%	3,5%
04 - Catégorie C	0,4%	0,6%	0,7%	0,6%	0,7%
05 - Autres handicapés	0,4%	0,3%	0,4%	1,3%	0,6%
<b>Nationalité</b>					
01 - France	90,4%	89,3%	89,5%	83,4%	93,1%
02 - UE15	1,7%	1,8%	1,6%	4,4%	1,8%
03 - Autres Pays	7,9%	8,9%	8,9%	12,3%	5,0%
<b>Niveau d'étude</b>					
01 - Niveaux I et II	8,4%	7,6%	8,3%	5,1%	9,2%
02 - Abandon I et II	0,6%	0,6%	0,6%	0,7%	0,5%
03 - BAC+2	8,7%	7,0%	7,6%	5,3%	9,8%
04 - Abandon BAC+2	3,7%	3,4%	3,4%	1,2%	4,1%
05 - BAC Généraliste Techno ou Pro	15,7%	13,9%	12,9%	7,1%	12,9%
06 - Abandon BAC Généraliste Techno ou Pro	6,3%	6,3%	6,4%	3,6%	5,8%
07 - BEP CAP abandon secondaire	35,6%	39,0%	40,3%	29,0%	42,7%
08 - BEPC et abandon primaire	20,9%	22,1%	20,5%	47,9%	15,0%
09 - Inconnu	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
<b>Situation maritale</b>					
01 - Célibataire veuf	62,8%	57,3%	56,5%	13,8%	43,8%
02 - Divorcé ou séparé	6,1%	7,8%	7,4%	22,6%	8,2%
03 - Marié ou vie maritale	31,1%	34,9%	36,2%	63,6%	48,0%
<b>Motif d'inscription</b>					
01 - Licenciement économique	1,6%	2,5%	5,1%	7,6%	13,1%
02 - Autre licenciement	5,5%	7,4%	11,8%	13,9%	25,0%
03 - Démission	1,9%	1,8%	3,0%	1,6%	5,6%
04 - Fin de contrat	69,1%	69,7%	59,0%	61,3%	33,9%
05 - Fin intérim	3,8%	2,4%	2,3%	1,5%	1,5%
06 - Première entrée	2,2%	0,5%	0,2%	0,1%	0,1%
07 - Reprise après > 6 mois	1,0%	0,9%	1,8%	0,7%	2,4%
08 - Autres cas	14,9%	14,6%	16,7%	13,4%	18,3%

<b>Contrat recherché</b>					
01 – CDI	88,2%	88,1%	91,0%	88,8%	91,8%
02 – CDD	6,4%	6,6%	5,1%	6,1%	4,6%
03 - Saisonnier	5,4%	5,3%	3,9%	5,0%	3,6%
<b>Durée recherchée</b>					
01 - Temps complet	90,0%	89,4%	88,1%	77,1%	87,3%
02 - Temps partiel	10,0%	10,6%	11,9%	22,9%	12,7%
<b>Qualification</b>					
01 - Manceuvre et O.S.	12,1%	12,4%	11,6%	12,3%	7,8%
02 - Ouvrier qualifié	10,4%	10,8%	11,5%	17,3%	12,8%
03 - Employé non qualifié	20,8%	18,9%	18,0%	12,7%	13,1%
04 - Employé qualifié	39,0%	39,0%	39,0%	35,7%	39,1%
05 - Technicien agent de maîtrise	7,0%	6,5%	7,3%	6,8%	9,4%
06 - Cadre	4,5%	4,3%	4,4%	10,2%	8,6%
17 - Non précisé	6,2%	8,2%	8,4%	5,0%	9,2%
<b>Chômage dans les 12 mois précédents</b>					
Non	43,7%	34,2%	41,2%	38,2%	68,8%
Oui	56,3%	65,8%	58,8%	61,8%	31,2%
<b>RMI à l'inscription</b>					
Oui	12,5%	12,5%	11,1%	13,2%	3,9%
Non	87,5%	87,5%	88,9%	86,8%	96,1%
<b>Salaire journalier de référence</b>					
Moyenne	38,3	37,9	36,6	41,0	46,2
Q1	31,2	28,8	21,9	19,1	31,4
Médiane	37,4	37,1	36,3	36,3	40,5
Q3	43,4	43,6	43,5	47,8	52,4
<b>Nombre d'observations</b>	9 572	10 620	21 697	1 533	76 416

Source : ANPE-échantillon du FHS au 12 ème associé au D3

	Filière 6	Filière 7	Filière 8	Non indemnisés
<b>Age</b>				
1 - <25	0%	0%	0%	34,3%
2 - 25-49	0%	0%	0%	58,5%
3 - >=50	100%	100%	100%	7,2%
<b>Genre</b>				
01 - Homme	52,0%	50,0%	57,1%	49,3%
02 - Femme	48,0%	50,0%	42,9%	50,7%
<b>Nombre d'enfants</b>				
01 - Sans enfant	59,4%	63,5%	77,9%	66,1%
02 - Un enfant	19,6%	19,8%	11,9%	13,6%
03 - Deux enfants	11,8%	10,6%	5,2%	11,0%
04 - Trois enfants et plus	9,0%	5,7%	3,6%	8,7%
05 - Inconnu	0,2%	0,4%	1,3%	0,6%
<b>Handicap</b>				
01 - Sans handicap veuves orphelins	89,0%	85,5%	91,9%	95,9%
02 - Catégorie A	2,0%	2,4%	0,7%	0,8%
03 - Catégorie B	6,8%	8,5%	3,3%	2,0%
04 - Catégorie C	0,8%	1,1%	0,6%	0,7%
05 - Autres handicapes	1,5%	2,5%	3,5%	0,5%

<b>Nationalité</b>				
01 - France	88,2%	93,2%	90,6%	87,8%
02 - UE15	3,2%	3,0%	4,4%	1,4%
03 - Autres Pays	8,5%	3,8%	5,0%	10,7%
<b>Niveau d'étude</b>				
01 - Niveaux I et II	7,3%	6,4%	7,7%	9,6%
02 - Abandon I et II	0,6%	0,6%	0,5%	0,6%
03 - BAC+2	5,0%	4,9%	5,7%	7,3%
04 - Abandon BAC+2	2,1%	1,9%	1,3%	3,3%
05 - BAC Généraliste Techno ou Pro	8,0%	7,7%	6,5%	12,6%
06 - Abandon BAC Généraliste Techno ou Pro	3,9%	3,6%	3,0%	6,2%
07 - BEP CAP abandon secondaire	31,7%	34,4%	29,1%	38,2%
08 - BEPC et abandon primaire	41,5%	40,5%	46,2%	22,0%
09 - Inconnu	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%
<b>Situation maritale</b>				
01 - Célibataire veuf	13,4%	11,7%	10,7%	57,5%
02 - Divorcé ou séparé	23,5%	17,5%	13,6%	7,6%
03 - Marié ou vie maritale	63,1%	70,9%	75,8%	34,9%
<b>Motif d'inscription</b>				
01 - Licenciement économique	15,4%	25,7%	23,9%	2,8%
02 - Autre licenciement	24,7%	36,7%	58,6%	5,9%
03 - Démission	2,2%	2,5%	1,2%	9,3%
04 - Fin de contrat	41,7%	12,1%	6,5%	17,3%
05 - Fin intérim	0,8%	0,4%	0,1%	16,5%
06 - Première entrée	0,1%	0,0%	0,0%	13,4%
07 - Reprise après > 6 mois	1,1%	1,0%	0,3%	4,1%
08 - Autres cas	14,2%	21,6%	9,5%	30,6%
<b>Contrat recherché</b>				
01 - CDI	91,1%	90,8%	85,2%	92,0%
02 - CDD	4,8%	4,8%	5,1%	3,4%
03 - Saisonnier	4,1%	4,4%	9,7%	4,6%
<b>Durée recherchée</b>				
01 - Temps complet	79,3%	74,4%	72,4%	87,7%
02 - Temps partiel	20,7%	25,6%	27,6%	12,3%
<b>Qualification</b>				
01 - Manœuvre et O.S.	9,1%	7,0%	8,1%	13,0%
02 - Ouvrier qualifié	16,3%	15,4%	16,5%	12,8%
03 - Employé non qualifié	10,7%	11,6%	11,2%	21,9%
04 - Employé qualifié	37,4%	35,6%	31,3%	32,4%
05 - Technicien agent de maîtrise	7,0%	9,1%	10,8%	7,9%
06 - Cadre	14,1%	15,6%	21,1%	5,7%
17 - Non précisé	5,3%	5,7%	0,9%	6,3%
<b>Chômage dans les 12 mois précédents</b>				
Non	68,0%	81,1%	96,1%	61,5%
Oui	32,0%	18,9%	3,9%	38,5%
<b>RMI à l'inscription</b>				
Oui	5,3%	1,2%	0,7%	15,9%
Non	94,7%	98,8%	99,3%	84,1%
<b>Salaire journalier de référence</b>				
Moyenne	48,7	62,0	72,8	
Q1	22,6	37,4	40,8	
Médiane	39,4	49,2	55,5	
Q3	55,5	70,5	85,2	
<b>Nombre d'observations</b>	<b>2 925</b>	<b>5 100</b>	<b>4 120</b>	<b>144 572</b>

Cohorte 2003

	Filière A	Filière B	Filière C	Filière D	Non indemnisés
<b>Age</b>					
1 - <25	34,6%	19,7%	0%	0%	35,6%
2 - 25-49	57,9%	76,5%	0%	0%	57,5%
3 - >=50	7,5%	3,8%	100%	100%	7,0%
<b>Genre</b>					
01 - Homme	42,9%	49,1%	50,3%	60,0%	50,5%
02 - Femme	57,1%	50,9%	49,7%	40,0%	49,5%
<b>Nombre d'enfants</b>					
01 - Sans enfant	65,5%	55,8%	66,8%	78,5%	67,5%
02 - Un enfant	14,0%	18,7%	18,1%	11,7%	13,4%
03 - Deux enfants	11,7%	16,5%	9,6%	4,6%	10,6%
04 - Trois enfants et plus	8,8%	8,9%	5,5%	5,2%	8,5%
<b>Handicap</b>					
01 - Sans handicap veuves orphelins	95,7%	94,8%	87,7%	95,1%	96,0%
02 - Catégorie A	0,9%	1,2%	1,9%	0,4%	0,8%
03 - Catégorie B	2,2%	2,8%	6,0%	1,1%	1,9%
04 - Catégorie C	0,7%	0,6%	0,8%	0,1%	0,8%
05 - Autres handicapés	0,4%	0,6%	3,6%	3,2%	0,5%
<b>Nationalité</b>					
01 - France	88,1%	93,1%	92,2%	86,0%	86,8%
02 - UE15	1,9%	1,8%	3,3%	7,6%	1,4%
03 - Autres Pays	9,9%	5,2%	4,5%	6,4%	11,8%
<b>Niveau d'étude</b>					
01 - Niveaux I et II	9,5%	11,2%	5,8%	9,0%	10,5%
02 - Abandon I et II	0,5%	0,6%	0,3%	0,4%	0,7%
03 - BAC+2	8,2%	10,9%	4,5%	5,4%	7,4%
04 - Abandon BAC+2	3,5%	4,9%	1,4%	1,1%	3,4%
05 - BAC Généraliste Techno ou Pro	13,6%	13,5%	8,0%	7,4%	12,7%
06 - Abandon BAC Généraliste Techno ou Pro	6,5%	5,4%	3,6%	3,7%	6,5%
07 - BEP CAP abandon secondaire	36,9%	38,7%	33,1%	24,6%	37,4%
08 - BEPC et abandon primaire	21,2%	14,8%	43,2%	48,0%	21,3%
09 - Inconnu	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,2%
<b>Situation maritale</b>					
01 - Célibataire veuf	57,3%	45,7%	12,0%	10,9%	59,2%
02 - Divorcé ou séparé	8,3%	8,0%	16,2%	11,5%	7,3%
03 - Marié ou vie maritale	34,4%	46,2%	71,7%	77,7%	33,5%
<b>Motif d'inscription</b>					
01 - Licenciement économique	3,4%	11,2%	18,6%	16,0%	1,7%
02 - Autre licenciement	12,1%	33,6%	51,0%	64,3%	5,4%
03 - Démission	2,4%	6,0%	2,2%	1,6%	8,1%
04 - Fin de contrat	67,1%	33,8%	10,5%	9,9%	18,3%
05 - Fin intérim	2,2%	0,8%	0,2%	0,0%	14,6%
06 - Première entrée	0,7%	0,1%	0,0%	0,0%	14,5%
07 - Reprise après > 6 mois	0,4%	0,1%	0,1%	0,1%	4,2%
08 - Autres cas	11,7%	14,3%	17,3%	8,0%	33,3%

<b>Contrat recherché</b>					
01 - CDI	89,1%	92,8%	89,9%	84,1%	91,8%
02 - CDD	5,8%	3,8%	4,2%	4,9%	3,4%
03 - Saisonnier	5,1%	3,4%	5,9%	11,0%	4,8%
<b>Durée recherchée</b>					
01 - Temps complet	88,2%	89,1%	74,7%	72,3%	88,5%
02 - Temps partiel	11,8%	10,9%	25,3%	27,7%	11,5%
<b>Qualification</b>					
01 - Manceuvre et O.S.	12,1%	7,5%	8,1%	8,0%	13,3%
02 - Ouvrier qualifié	10,0%	12,6%	15,6%	17,8%	12,8%
03 - Employé non qualifié	23,0%	15,5%	15,1%	10,5%	25,2%
04 - Employé qualifié	42,0%	42,5%	36,2%	33,1%	33,9%
05 - Technicien agent de maîtrise	7,8%	10,9%	9,6%	8,7%	8,1%
06 - Cadre	5,0%	10,9%	15,4%	21,9%	6,1%
17 - Non précisé	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,7%
<b>Chômage dans les 12 mois précédents</b>					
Non	45,4%	90,7%	96,5%	97,4%	59,1%
Oui	54,6%	9,3%	3,5%	2,6%	40,9%
<b>RMI à l'inscription</b>					
Oui	13,9%	2,3%	1,1%	0,4%	16,8%
Non	86,1%	97,7%	98,9%	99,6%	83,2%
<b>Salaire journalier de référence</b>					
Moyenne	37,1	49,6	61,9	76,3	
Q1	22,9	32,5	37,5	40,7	
Médiane	37,3	42,6	49,5	56,9	
Q3	44,4	56,0	70,7	91,4	
<b>Nombre d'observations</b>	<b>23 079</b>	<b>56 041</b>	<b>6 383</b>	<b>698</b>	<b>157 662</b>

Source : ANPE-échantillon du FHS au 12 ème associé au D3

## ANNEXE 2

### Les flux d'entrées dans les huit échantillons

Tableau 1 - Taille des échantillons

1-A. Cohorte 2001				
Date d'inscription	Définition courante (période continue)		Avec récurrence (reprise d'au moins 6 mois)	
	Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
juil.-01	13906	9819	12617	8568
août-01	10309	7110	9726	6530
sept.-01	14740	10067	13276	8794
oct.-01	16190	10966	15107	10089
nov.-01	12461	8642	12498	8503
déc.-01	10489	7461	10846	7553
janv.-02	12947	8973	13951	9483
févr.-02	8455	5848	9067	6143
mars-02	8832	6150	9436	6532
avr.-02	8993	6523	9876	7076
mai-02	7337	5259	8540	6104
juin-02	7324	5348	9103	6711

1-B. Cohorte 2003				
Date d'inscription	Définition courante (période continue)		Avec récurrence (reprise d'au moins 6 mois)	
	Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
Janv.-03	14236	10144	13172	9599
Févr.-03	10297	7440	9258	6854
Mars-03	11382	8327	9903	7445
Avril-03	11773	8818	9962	7566
Mai-03	10111	7634	8966	6990
Juin-03	11686	8929	10971	8591
Juil.-03	14851	11588	14414	11362
Août-03	10214	8028	10450	8256
Sept.-03	15646	12117	16303	12912
Oct.-03	13696	10530	14174	11156
Nov.-03	10850	8576	11590	9450
Déc-03	9738	7931	11062	9107

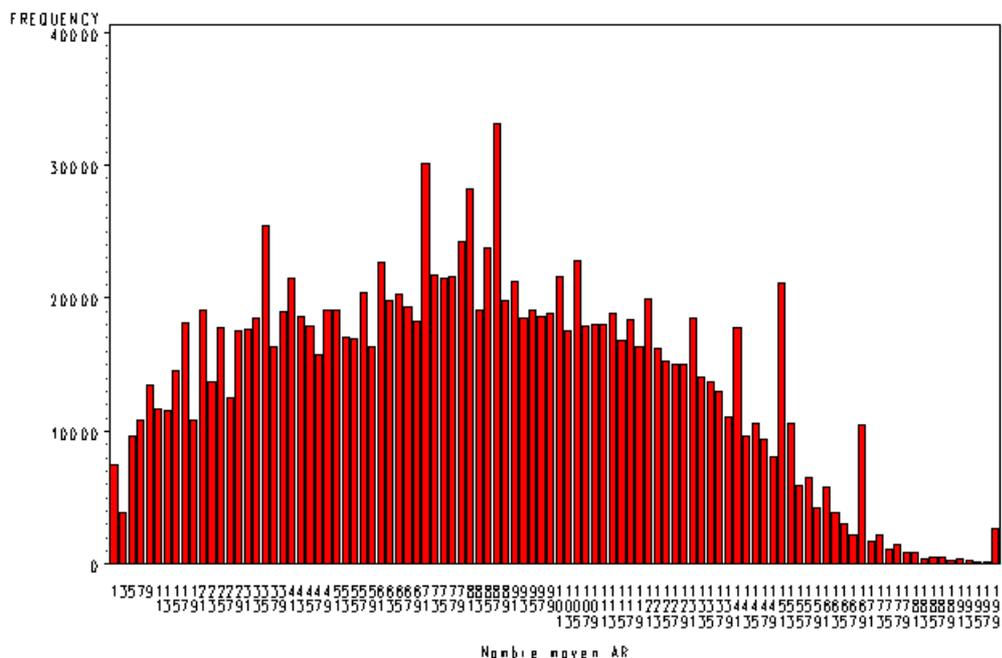
Source : ANPE-échantillon du FHS au 12<sup>ème</sup> associé au D3.

## ANNEXE 3

### Activités réduites retour à l'emploi

Dans ce rapport, pour encadrer la mesure du retour à l'emploi à partir de la source administrative que constitue le fichier de l'ANPE, nous combinons deux conventions de mesure *Sortie des listes* et *Reprises d'emploi* avec deux définitions d'une sortie, la *définition courante* et *avec récurrence*. Malgré cette pluralité d'approches, notre mesure reste incomplète. Les choix de définitions et de conventions ne donnent en effet qu'une image imparfaite des transitions entre chômage et emploi. La raison est simple : il n'y a pas de frontière visible entre les deux états. Cela tient aux problèmes de définition et de mesures statistiques du chômage. Cela tient aussi à l'ampleur de ce que l'on appelle les « activités réduites » : un tiers des inscrits à l'ANPE exerce un emploi, parfois à temps complet. Par exemple, sur l'ensemble des inscriptions de l'année 2002, 35% correspondent à des personnes qui exercent une activité « réduite ». <sup>74</sup> Le chiffre pour les bénéficiaires du Rmi est similaire, puisque 26% d'entre eux exercent également une activité réduite. Pour ces chômeurs, la distribution mensuelle du nombre d'heures travaillées est quasiment uniforme entre 20 et 120 heures de travail par mois (graphique 1). On peut donc, au moins pour un tiers des personnes inscrites à l'ANPE, rejeter l'idée selon laquelle il y aurait une coupure franche entre le fait d'être inscrit au chômage et l'exercice d'une activité professionnelle. Dans ce rapport, lorsque l'on parle de retour à l'emploi, on qualifie une transition particulière qui combine la sortie d'une inscription administrative à l'ANPE suivi d'une occupation d'emploi.

**Graphique 1 : Nombre moyen mensuel d'heures travaillées par les personnes inscrites à l'ANPE avec activité réduite**



Source : ANPE-échantillon du FHS au 12 ème associé au D3

<sup>74</sup> L'échantillon est ici constitué de la totalité des inscriptions à l'ANPE pendant l'année 2002.

## ANNEXE 4

### Composition socio-démographique des différents échantillons de chômeurs

Lorsque l'on change la définition des sorties du chômage en excluant les sorties temporaires et récurrentes, ou lorsque l'on modifie la convention de traitement des absences au contrôle, en adoptant une conception large ou en se limitant au contraire aux sorties vers l'emploi, on altère le profil moyen des chômeurs.

Limitier strictement les motifs de sorties à un retour à l'emploi, conduit à augmenter la part des chômeurs âgés de plus de 25 ans, et plus encore, au-delà de 50 ans, à accroître la part des femmes, des niveaux d'étude élevé, des ménages mariés ou divorcés, avec un ou deux enfants, des personnes handicapées dans les catégories A ou B, des chômeurs de nationalité française, entré en chômage suite à un licenciement économique, un autre licenciement, une démission, une fin de contrat mais pas une fin d'intérim ou une première entrée. Toutes ces caractéristiques semblent donc jouer un rôle favorable sur le fait d'indiquer un retour à l'emploi à l'ANPE comme motif de sortie du chômage.

Exclure les sorties temporaires pour ne retenir que les sorties durables, revient à augmenter le poids des jeunes de moins de 25 ans et celui des plus de 50 ans dans les échantillons de chômeurs, à accroître le poids des hommes, sans enfants, sans handicap, de niveau d'étude élevé entré en chômage suite à un licenciement économique, un autre licenciement ou une démission, mais pas une fin de contrat, une fin d'intérim ou une première entrée. Toutes ces caractéristiques semblent donc jouer un rôle favorable sur la pérennité des sorties du chômage.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives  
1- A Cohorte 2001**

	Définition courante (période continue)		Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)	
	Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
<b>Age</b>				
1 - <25	27,6	22,8	28,6	23,4
2 - 25-49	62,6	63,7	61,1	62,4
3 - >=50	9,8	13,5	10,3	14,2
<b>Genre</b>				
01 - Homme	48,1	45,2	48,7	46,4
02 - Femme	51,9	54,8	51,3	53,6
<b>Nombre d'enfants</b>				
01 - Sans enfant	62,4	61,1	63,2	61,8
02 - Un enfant	15,6	16,6	15,1	16,0
03 - Deux enfants	12,7	13,7	12,7	13,5
04 - Trois enfants et plus	8,7	8,1	8,4	8,1
05 - Inconnu	0,5	0,5	0,7	0,6
<b>Handicap</b>				
01 - Sans handicap veuves orphelins	94,9	94,1	95,3	94,5
02 - Catégorie A	1,1	1,3	1,0	1,2
03 - Catégorie B	2,6	3,2	2,4	3,0
04 - Catégorie C	0,7	0,7	0,6	0,6
05 - Autres handicapés	0,6	0,7	0,6	0,7
<b>Nationalité</b>				

01 - France	89,7	92,2	90,4	92,1
02 - UE15	1,7	1,7	1,7	1,8
03 - Autres Pays	8,6	6,1	7,9	6,1
<b>Niveau d'étude</b>				
01 - Niveaux I et II	9,1	10,2	10,2	11,1
02 - Abandon I et II	0,6	0,6	0,6	0,6
03 - BAC+2	7,9	9,1	8,7	9,6
04 - Abandon BAC+2	3,5	3,7	3,6	3,7
05 - BAC Généraliste Techno ou Pro	12,6	13,3	13,0	13,4
06 - Abandon BAC Généraliste Techno ou Pro	6,0	5,8	5,9	5,8
07 - BEP CAP abandon secondaire	39,2	38,2	38,0	37,0
08 - BEPC et abandon primaire	21,0	19,0	19,9	18,7
09 - Inconnu	0,1	0,0	0,1	0,1
<b>Situation maritale</b>				
01 - Célibataire veuf	51,6	46,4	51,5	46,6
02 - Divorcé ou séparé	8,2	8,6	7,9	8,4
03 - Marié ou vie maritale	40,2	45,0	40,6	45,0
<b>Motif d'inscription</b>				
01 - Licenciement économique	6,7	8,8	7,8	10,0
02 - Autre licenciement	13,3	16,4	15,2	18,3
03 - Démission	6,9	6,3	7,7	7,1
04 - Fin de contrat	29,2	31,3	27,9	29,1
05 - Fin intérim	9,5	8,0	8,8	7,5
06 - Première entrée	7,2	5,2	8,7	6,6
07 - Reprise après > 6 mois	3,1	2,6	3,5	2,9
08 - Autres cas	24,2	21,5	20,4	18,6
<b>Contrat recherché</b>				
01 - CDI	91,4	90,5	91,1	90,4
02 - CDD	4,2	5,1	4,2	4,9
03 - Saisonnier	4,4	4,4	4,6	4,7
<b>Durée recherchée</b>				
01 - Temps complet	87,1	86,8	87,0	86,6
02 - Temps partiel	12,9	13,2	13,0	13,4
<b>Qualification</b>				
01 - Manœuvre et O.S.	11,2	8,9	10,4	8,9
02 - Ouvrier qualifié	12,7	11,6	12,5	11,9
03 - Employé non qualifié	18,5	14,9	17,9	15,2
04 - Employé qualifié	35,4	35,6	35,5	35,9
05 - Technicien agent de maîtrise	8,3	9,1	9,0	9,8
06 - Cadre	6,8	8,3	7,8	9,3
17 - Non précisé	7,2	11,6	6,8	9,1
<b>Chômage dans les 12 mois précédents</b>				
Non	61,1	63,4	77,9	78,7
Oui	38,9	36,6	22,1	21,3
<b>RMI à l'inscription</b>				
Oui	11,3	8,7	9,5	7,8
Non	88,7	91,3	90,5	92,2

Source : ANPE-échantillon du FHS au 12 ème associé au D3

## 1- B Cohorte 2003

	Définition courante (période continue)		Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)	
	Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
<b>Age</b>				
1 - <25	28,3	23,0	29,1	24,1
2 - 25-49	62,0	64,2	60,7	62,9
3 - >=50	9,7	12,8	10,2	13,0
<b>Genre</b>				
01 - Homme	48,7	45,8	49,0	46,9
02 - Femme	51,3	54,2	51,0	53,1
<b>Nombre d'enfants</b>				
01 - Sans enfant	63,2	61,1	63,9	62,0
02 - Un enfant	15,5	16,5	15,0	15,9
03 - Deux enfants	12,7	14,0	12,7	13,8
04 - Trois enfants et plus	8,6	8,4	8,4	8,3
<b>Handicap</b>				
01 - Sans handicap veuves orphelins	95,0	94,1	95,4	94,7
02 - Catégorie A	1,1	1,3	0,9	1,1
03 - Catégorie B	2,6	3,2	2,4	2,8
04 - Catégorie C	0,7	0,7	0,6	0,6
05 - Autres handicapés	0,7	0,7	0,7	0,8
<b>Nationalité</b>				
01 - France	89,2	91,6	89,8	91,4
02 - UE15	1,6	1,7	1,7	1,7
03 - Autres Pays	9,2	6,7	8,5	6,9
<b>Niveau d'étude</b>				
01 - Niveaux I et II	10,1	11,5	11,1	12,2
02 - Abandon I et II	0,6	0,7	0,6	0,7
03 - BAC+2	8,3	9,6	9,0	9,9
04 - Abandon BAC+2	3,7	4,0	3,9	4,1
05 - BAC Généraliste Techno ou Pro	13,0	13,9	13,2	13,8
06 - Abandon BAC Généraliste Techno ou Pro	6,1	5,9	6,0	5,8
07 - BEP CAP abandon secondaire	38,2	36,6	36,9	35,7
08 - BEPC et abandon primaire	19,9	17,8	19,1	17,8
09 - Inconnu	0,1	0,0	0,1	0,1
<b>Situation maritale</b>				
01 - Célibataire veuf	52,9	47,7	52,5	48,0
02 - Divorcé ou séparé	8,1	8,5	7,9	8,3
03 - Marié ou vie maritale	39,0	43,8	39,7	43,7
<b>Motif d'inscription</b>				
01 - Licenciement économique	4,8	6,3	5,4	6,8
02 - Autre licenciement	13,9	17,7	16,0	19,5
03 - Démission	6,2	5,6	7,0	6,3
04 - Fin de contrat	28,6	30,6	27,7	29,2
05 - Fin intérim	8,4	7,1	7,5	6,5
06 - Première entrée	7,6	5,4	9,4	6,9
07 - Reprise après > 6 mois	3,3	2,8	3,8	3,2
08 - Autres cas	27,1	24,5	23,3	21,6

<b>Contrat recherché</b>				
01 - CDI	91,4	90,7	91,4	90,9
02 - CDD	4,1	4,9	4,0	4,5
03 - Saisonnier	4,5	4,5	4,6	4,5
<b>Durée recherchée</b>				
01 - Temps complet	88,1	87,8	87,9	87,7
02 - Temps partiel	11,9	12,2	12,1	12,3
<b>Qualification</b>				
01 - Manœuvre et O.S.	11,3	9,5	10,4	9,1
02 - Ouvrier qualifié	12,7	12,1	12,3	11,9
03 - Employé non qualifié	21,4	18,7	20,8	18,6
04 - Employé qualifié	37,8	39,9	38,1	39,5
05 - Technicien agent de maîtrise	8,9	10,2	9,6	10,6
06 - Cadre	7,5	9,4	8,4	10,0
17 - Non précisé	0,4	0,2	0,4	0,2
<b>Chômage dans les 12 mois précédents</b>				
Non	59,4	62,6	77,8	78,8
Oui	40,6	37,4	22,2	21,2
<b>RMI à l'inscription</b>				
Oui	11,4	8,7	9,6	8,0
Non	88,6	91,3	90,4	92,0

Source : ANPE-échantillon du FHS au 12 ème associé au D3

## ANNEXE 5

### Filières d'indemnisation et caractéristiques des chômeurs, selon la définition de sortie du chômage

Premier constat, les chômeurs non indemnisés sont sous-représentés dans les échantillons *reprise d'emploi* quelle que soit la définition retenue pour la sortie du chômage (avec ou sans récurrence). Ils sont majoritaires dans les *sorties de listes* et très minoritaires dans les *reprises d'emploi*, en 2001 comme en 2003 (tableaux 1-A et 1-B). Ainsi, les échantillons *reprise d'emploi* comptent une part de chômeurs indemnisés au moins dix points plus élevée que les échantillons *sortie des listes*. La non indemnisation semble ainsi aller de pair avec une sortie plus fréquente par absence au contrôle et moins fréquente vers un retour à l'emploi.

Deuxième constat, l'indemnisation fait aussi bon ménage avec la pérennité des sorties du chômage. Le passage de la définition courante à la définition avec récurrence, qui ne compte pas comme sortie le retour à l'emploi de moins de six mois, augmente de façon régulière et systématique la part des indemnisés dans les échantillons, en 2003 comme en 2001 et quel que soit la convention de traitement des absences au contrôle (tableaux 1-A et 1-B).

Troisième constat, cohérent avec le premier, au sein des chômeurs indemnisés, les *reprise d'emploi* sont toujours plus présents dans les filières les plus généreuses que les *sorties des listes*. C'est le cas dans les filières 4 à 8 en 2001 et dans les filières B, C et D en 2003. Les sorties des listes sont quant à eux relativement plus présents dans les filières les moins généreuses, 1 à 3 en 2001, A en 2003.

Ces constats ne sont pas des causalités. On ne peut départager les deux interprétations qui viennent à l'esprit. Première interprétation, une indemnisation généreuse favorise le retour à l'emploi parce que, par exemple, elle sécurise la recherche d'emploi. Deuxième interprétation, les chômeurs les moins indemnisés sont les plus distants à l'emploi ce qui les rend moins employables et affectent donc leurs chances de sortie du chômage.

**Tableau 1 : Répartitions par filières et par semestre  
1- A Cohorte 2001**

	Définition courante (période continue)		Avec récurrence (reprise d'au moins 6 mois)	
	Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
<b>Premier semestre</b>				
Non indemnisés	52,6%	40,9%	49,6%	39,6%
Indemnisés	47,4%	59,1%	50,4%	60,4%
<i>Parmi les indemnisés :</i>				
1	8,2%	6,6%	6,7%	5,3%
2	8,9%	7,7%	7,9%	6,7%
3	17,4%	15,7%	17,2%	15,2%
4	1,2%	1,4%	1,3%	1,4%
5	56,0%	57,9%	57,8%	59,1%
6	2,1%	2,6%	2,3%	2,8%
7	3,8%	4,9%	4,1%	5,4%
8	2,3%	3,2%	2,9%	4,0%

Second semestre				
Non indemnisés	51,9%	40,5%	50,1%	40,1%
Indemnisés	48,1%	59,5%	49,9%	59,9%
<i>Parmi les indemnisés :</i>				
1	5,8%	4,3%	4,8%	3,3%
2	6,8%	5,5%	6,4%	5,0%
3	15,0%	12,4%	14,8%	12,0%
4	1,0%	1,2%	1,1%	1,2%
5	60,6%	62,6%	61,4%	63,5%
6	2,4%	3,0%	2,4%	3,1%
7	4,0%	5,2%	4,1%	5,3%
8	4,3%	5,9%	4,9%	6,7%

Source : ANPE-échantillon du FHS au 12<sup>ème</sup> associé au D3

### 1-B. Cohorte 2003

	Définition courante (période continue)		Avec récurrence (reprise d'au moins 6 mois)	
	Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
Premier semestre				
Non indemnisés	52%	37,5%	47,1%	35,1%
Indemnisés	48%	62,5%	52,9%	64,9%
<i>Parmi les indemnisés :</i>				
A	13,4%	10,8%	15,4%	12%
B	32,4%	36,3%	43,7%	47,4%
C	3,9%	5%	5,2%	6,3%
D	0,4%	0,6%	0,6%	0,7%
Autres	49,9%	47,3%	35,2%	33,6%
Second semestre				
Non indemnisés	52,4%	40,8%	50,7%	40,7%
Indemnisés	47,6%	59,2%	49,3%	59,3%
<i>Parmi les indemnisés :</i>				
A	18,4%	14,9%	19,4%	15,5%
B	44,7%	48,3%	52,5%	55,5%
C	4,9%	6%	5,8%	6,9%
D	0,5%	0,6%	0,6%	0,7%
Autres	31,4%	30,2%	21,8%	21,4%

Source : ANPE-échantillon du FHS au 12<sup>ème</sup> associé au D3

## ANNEXE 6

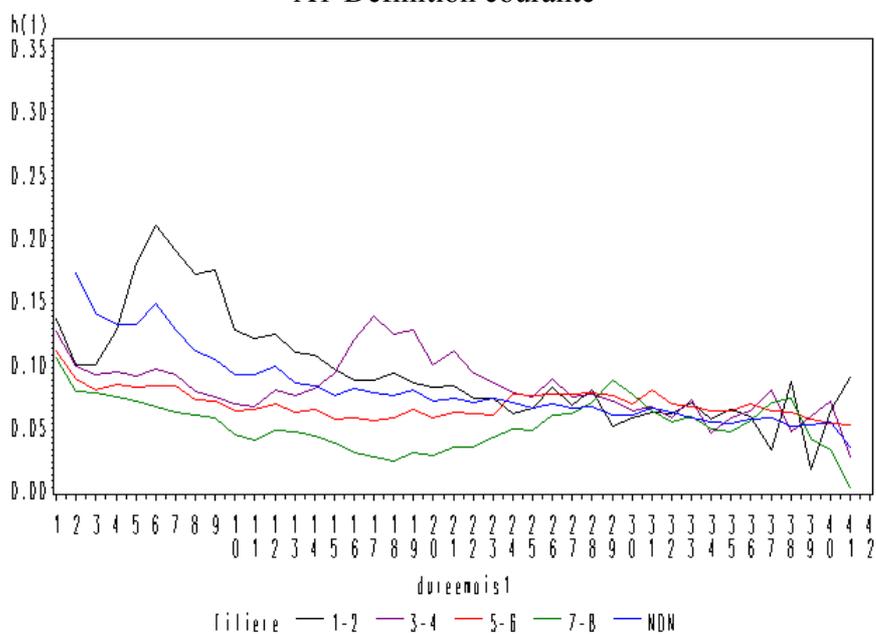
### Fonctions de survie et taux de sortie selon les cohortes, par filières d'indemnisation, montant d'indemnisation, classe d'âge et sexe

#### Cohorte 2001

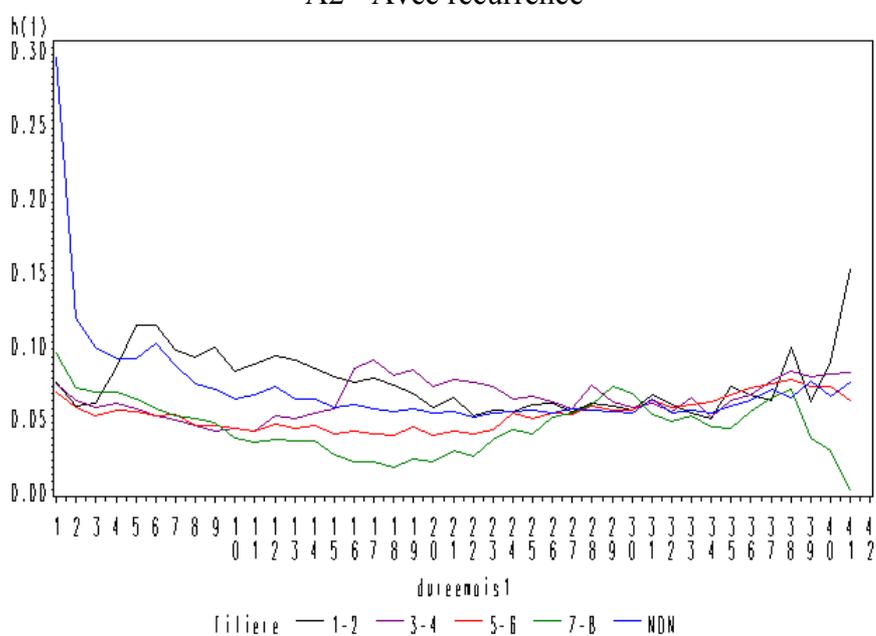
#### Graphique 1- Taux de sortie du chômage selon les filières

A- Convention sortie des listes

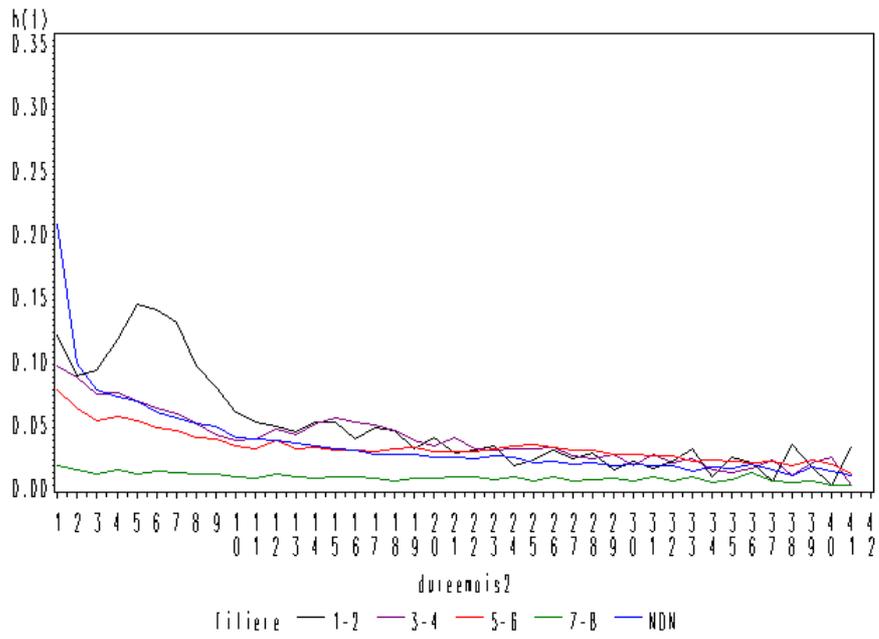
A1-Définition courante



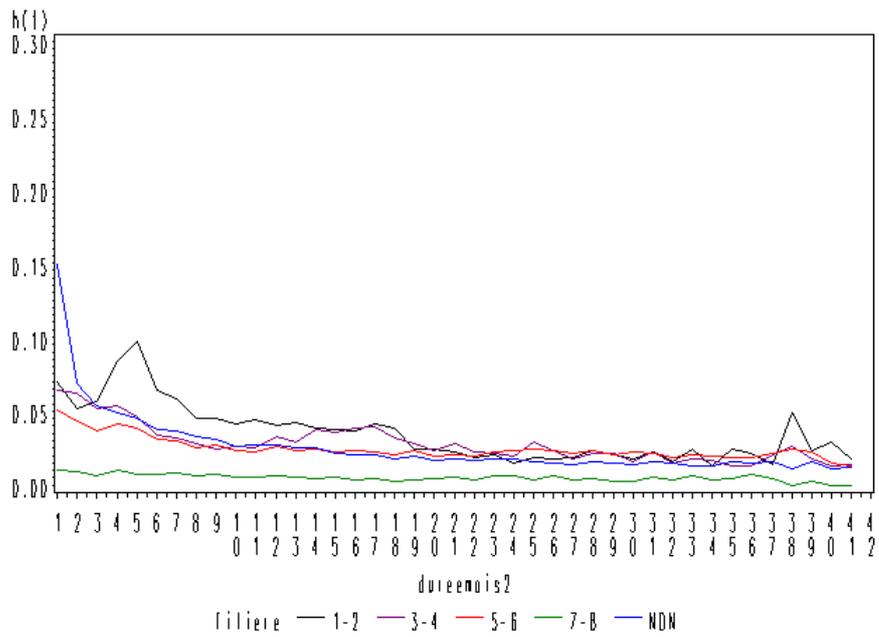
A2 - Avec récurrence



B- Convention reprise d'emploi  
 B1-Définition courante



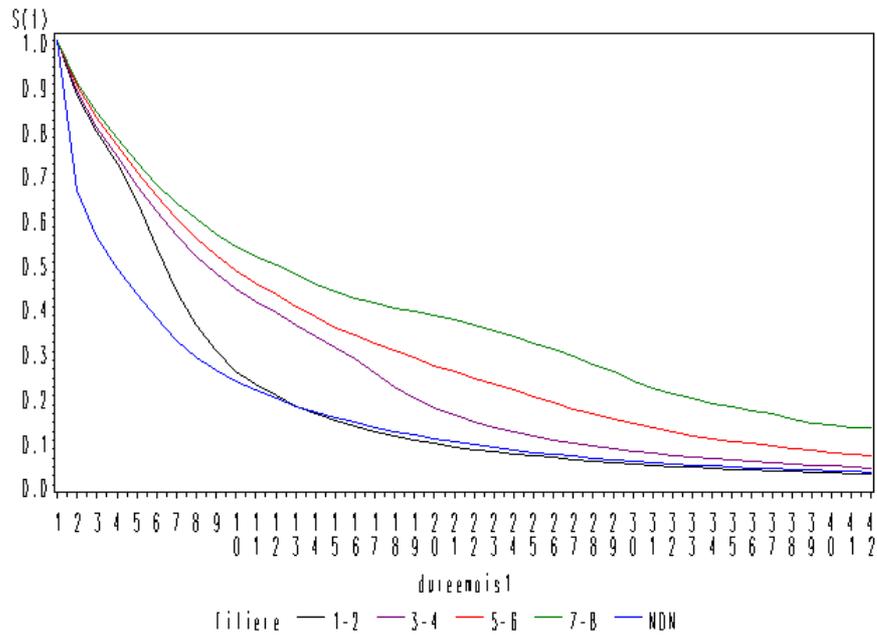
B2- Avec récurrence



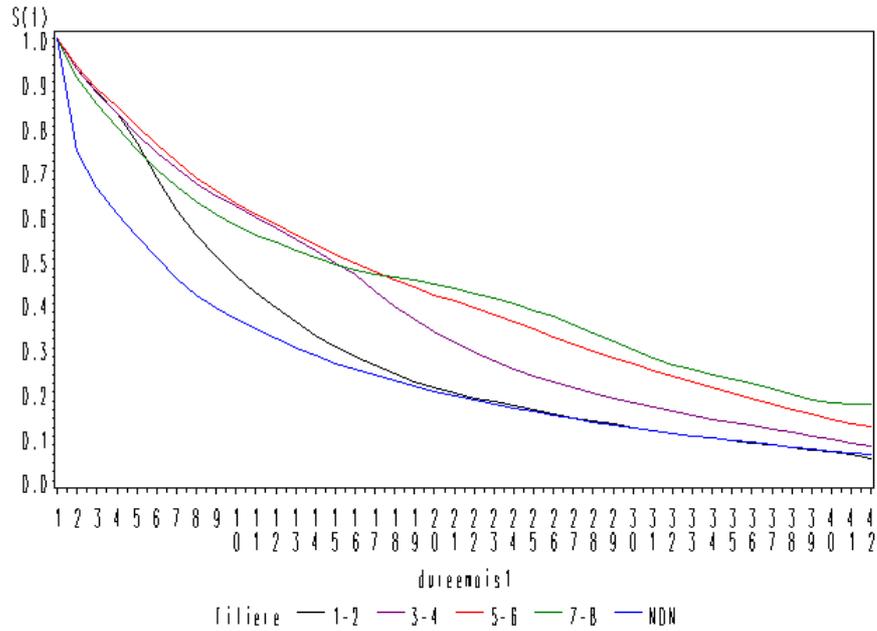
## Graphique 2. Fonctions de survie selon les filières

A- Convention sortie des listes

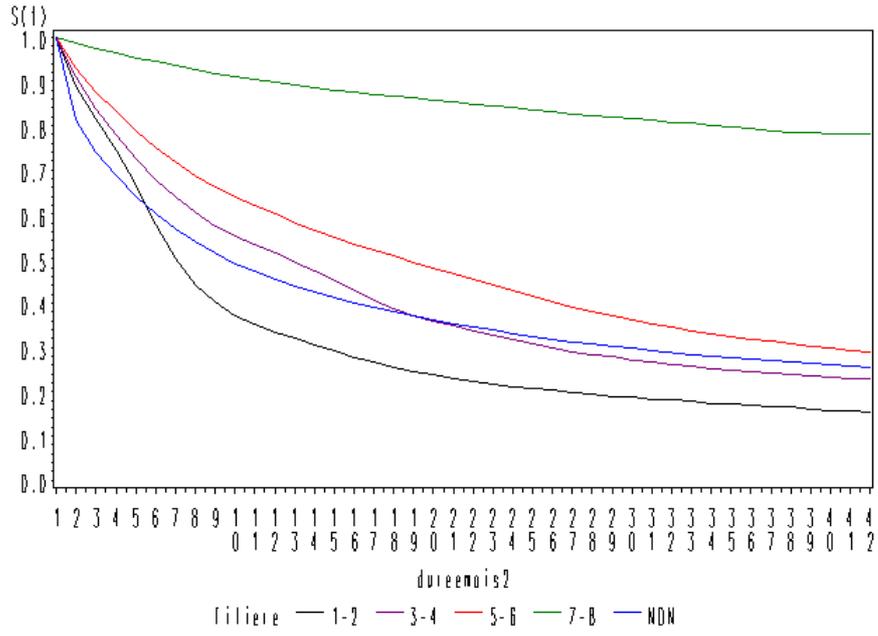
A1-Définition courante



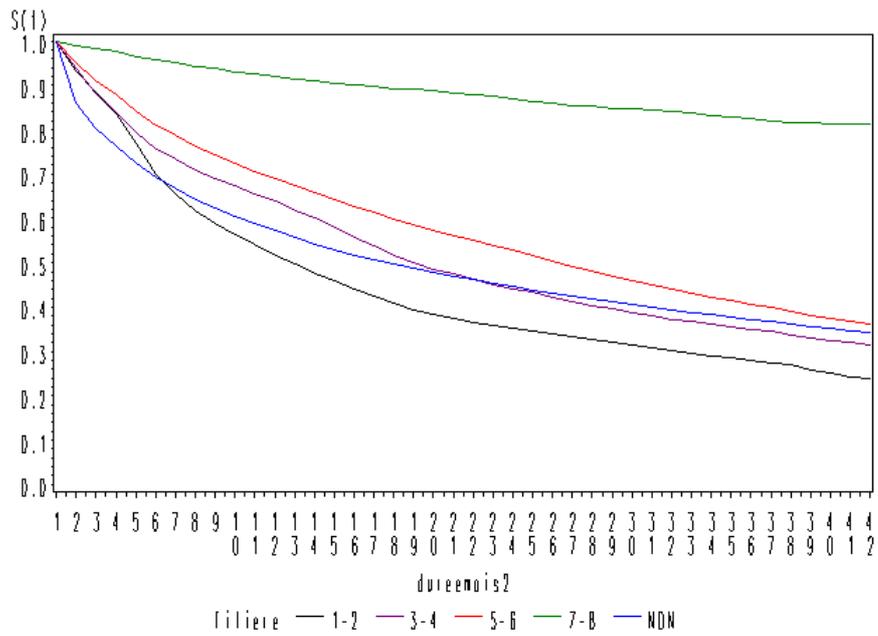
A2-Avec récurrence



B- Convention reprise d'emploi  
B1-Définition courante



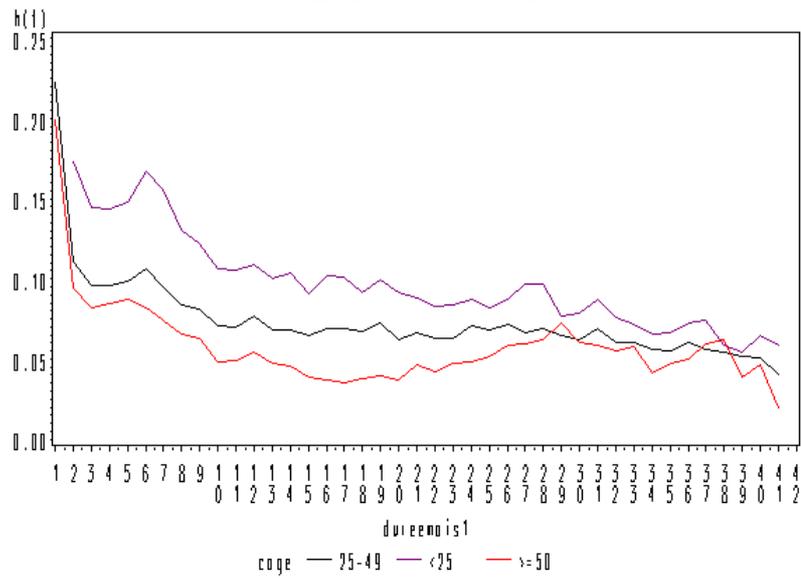
B2-Avec récurrence



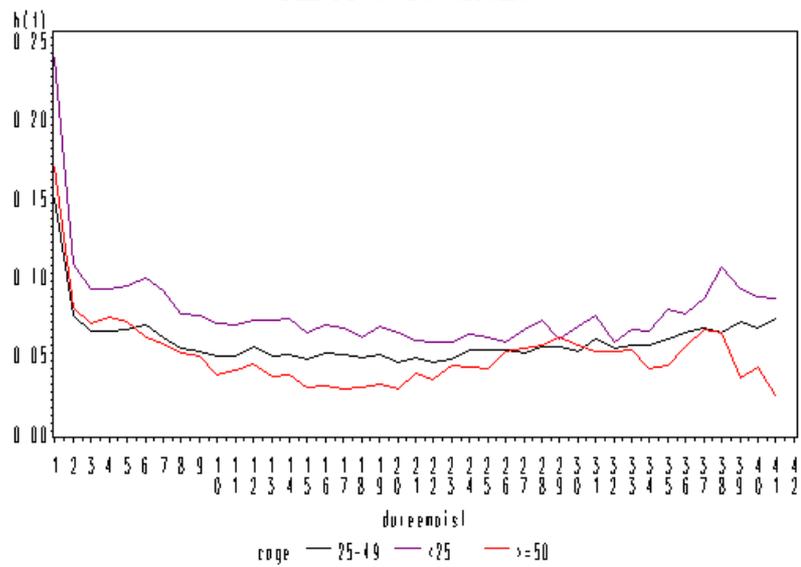
### Graphique 3 - Taux de sortie selon l'âge

A- Convention sortie des listes

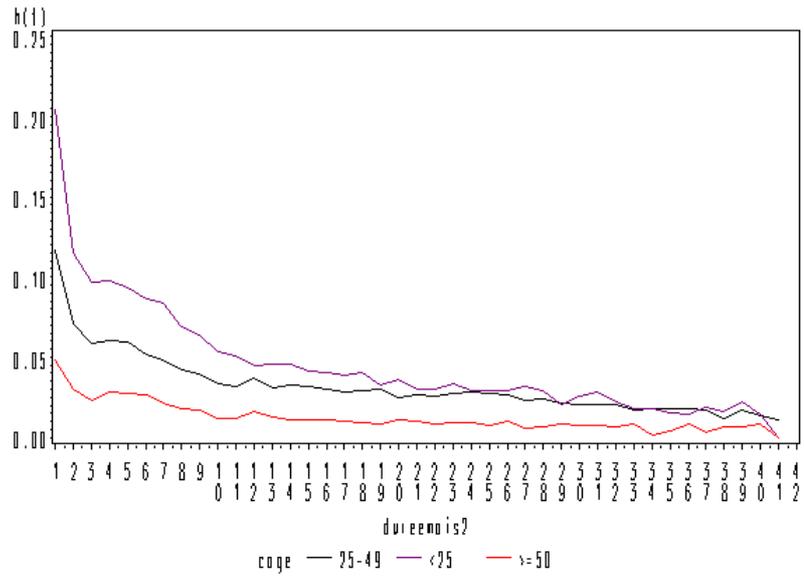
A1-Définition courante



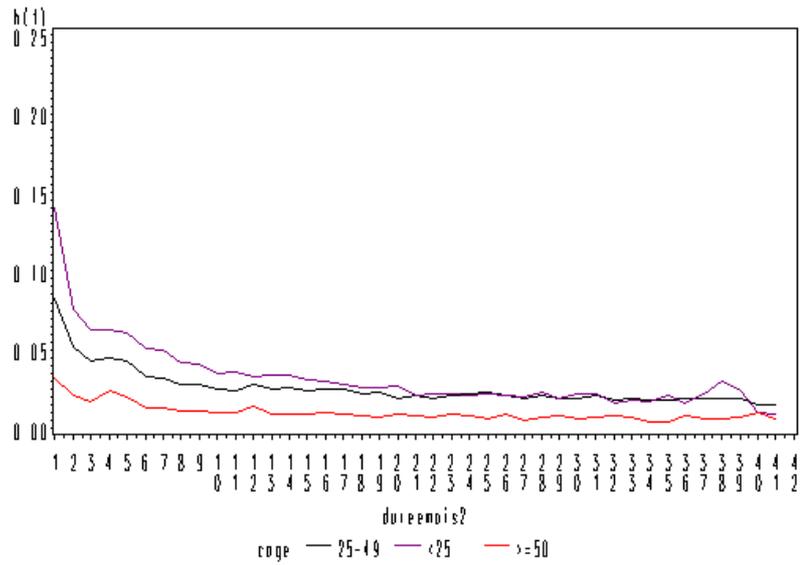
A2-Avec récurrence



B- Convention reprise d'emploi  
 B1-Définition courante



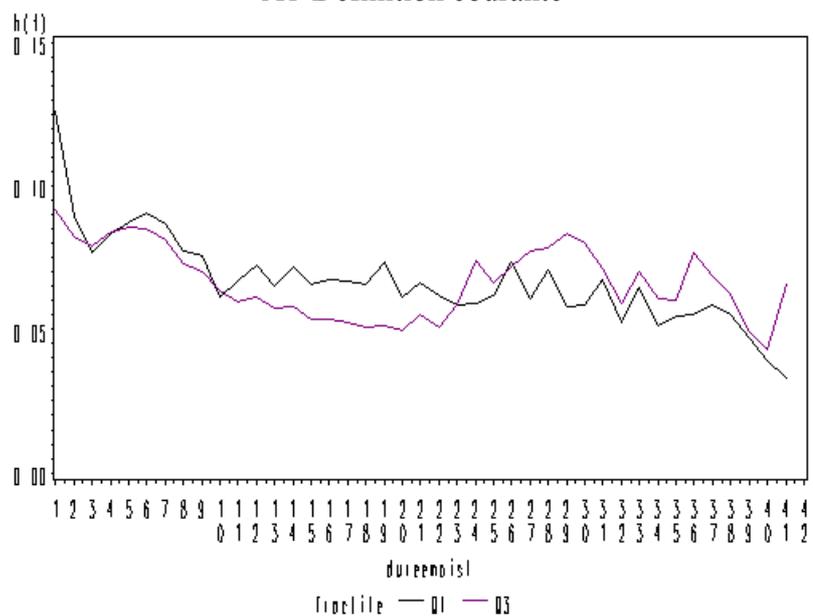
B2-Avec récurrence



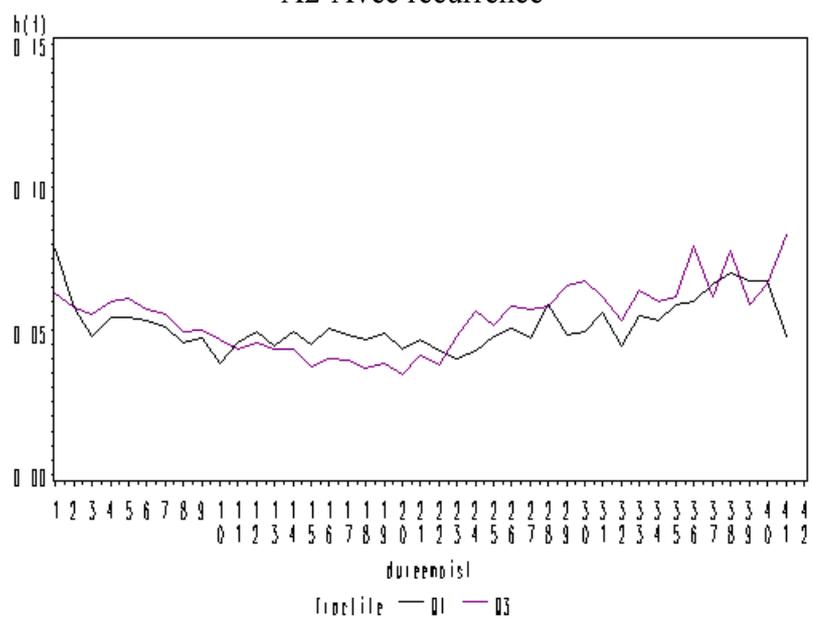
### Graphique 4- Taux de sortie par quartiles de salaires journaliers de référence

A- Convention sortie des listes

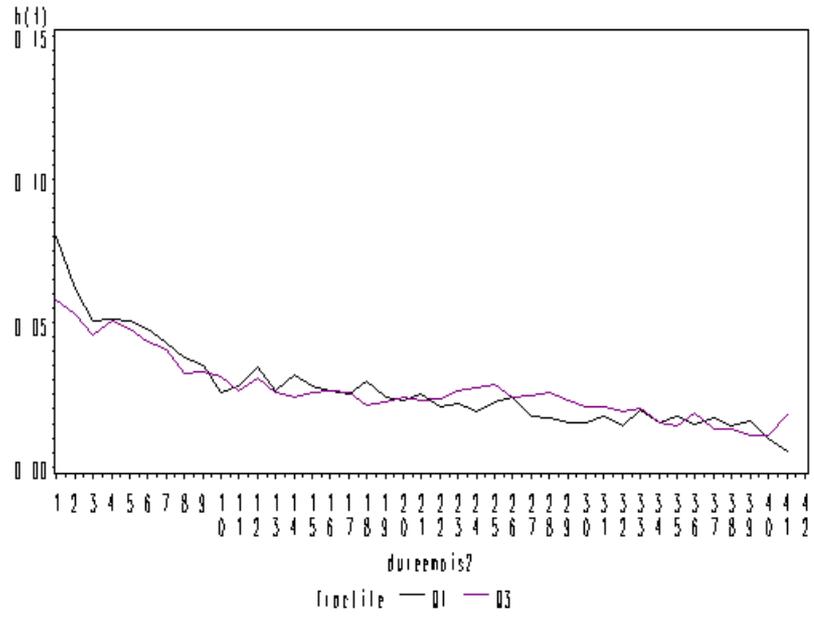
A1-Définition courante



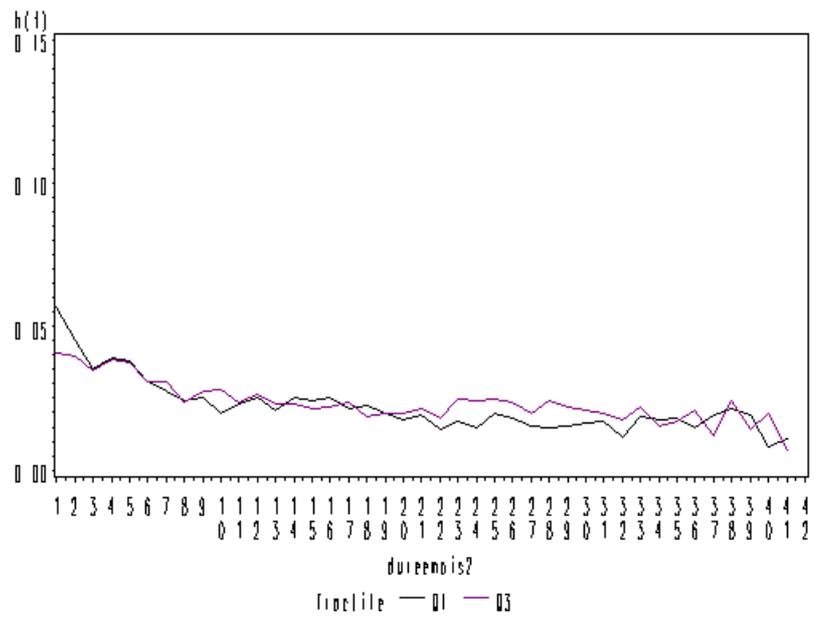
A2-Avec récurrence



B- Convention reprise d'emploi  
 B1-Définition courante



B2-Avec récurrence

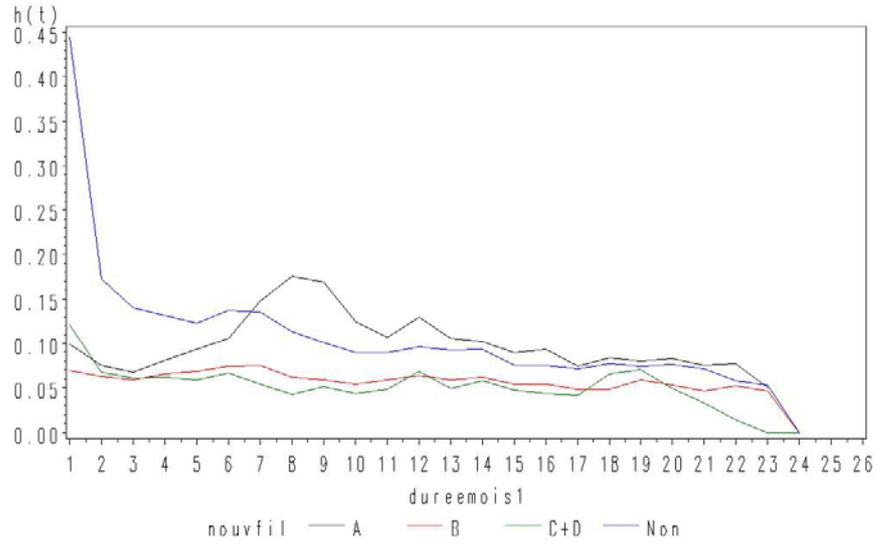


## Cohorte 2003

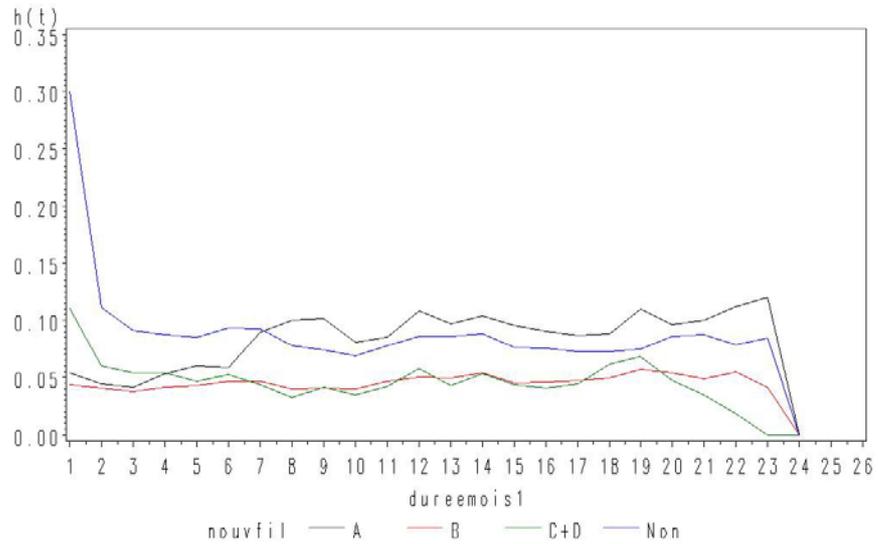
### Graphique 1. Taux de sortie selon les filières

A- Convention sortie des listes

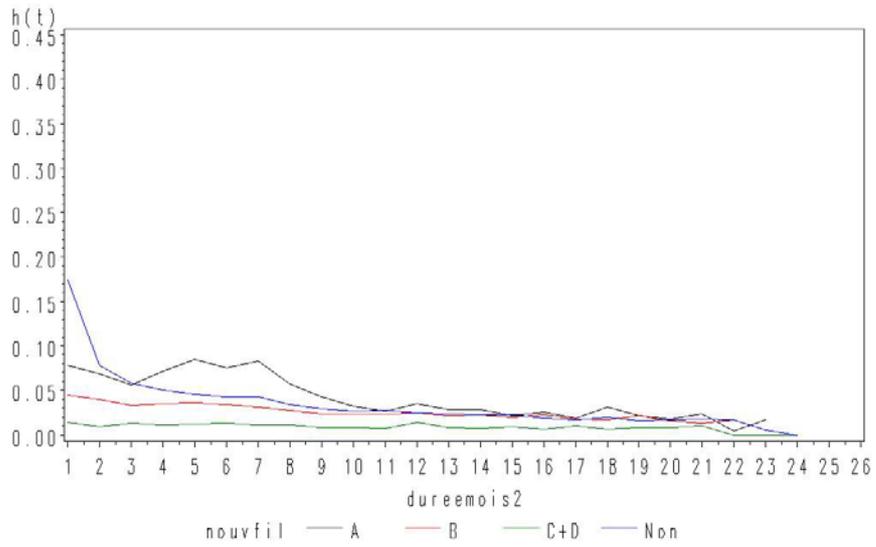
A1-Définition courante



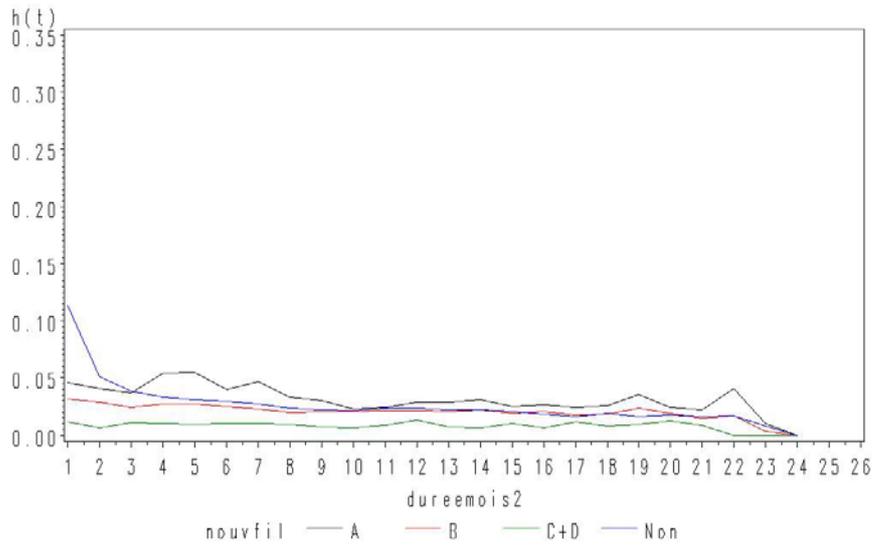
A2-Avec récurrence



B- Convention reprise d'emploi  
B1-Définition courante



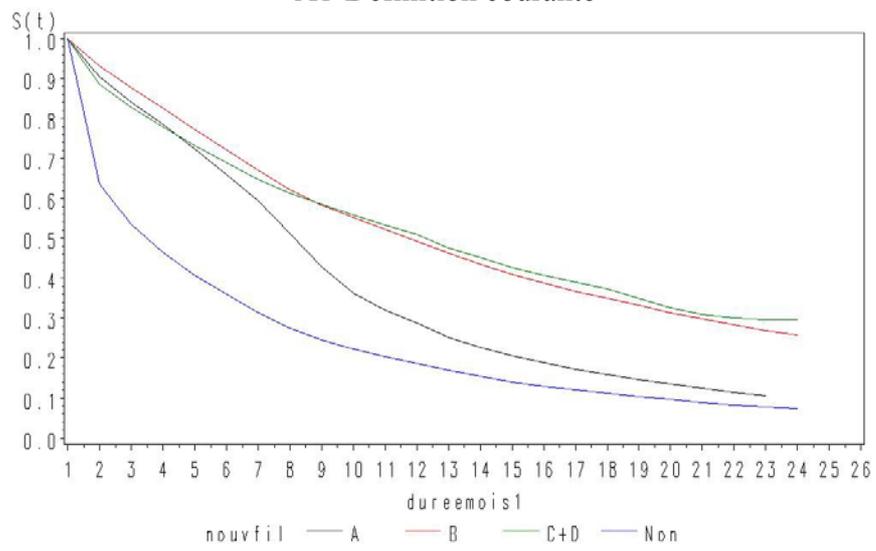
B2-Avec récurrence



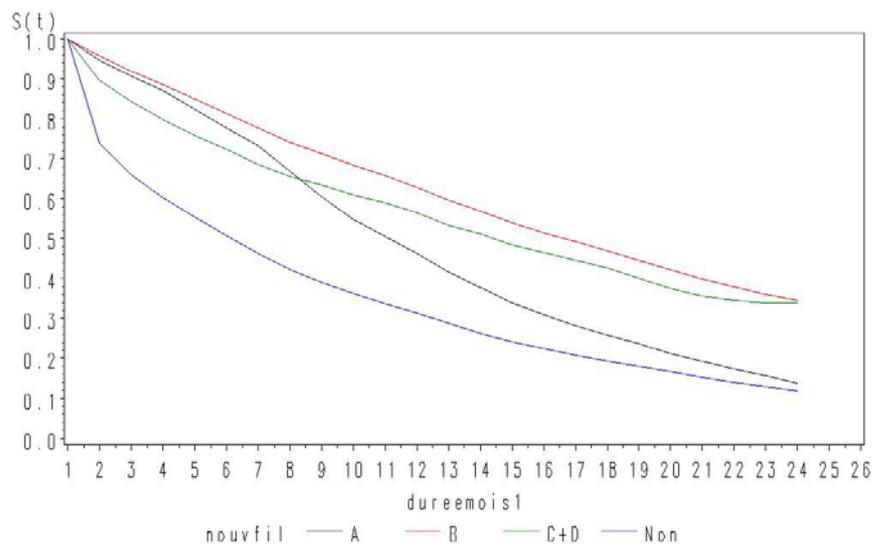
## Graphique 2. Fonctions de survie selon les filières

A- Convention sortie des listes

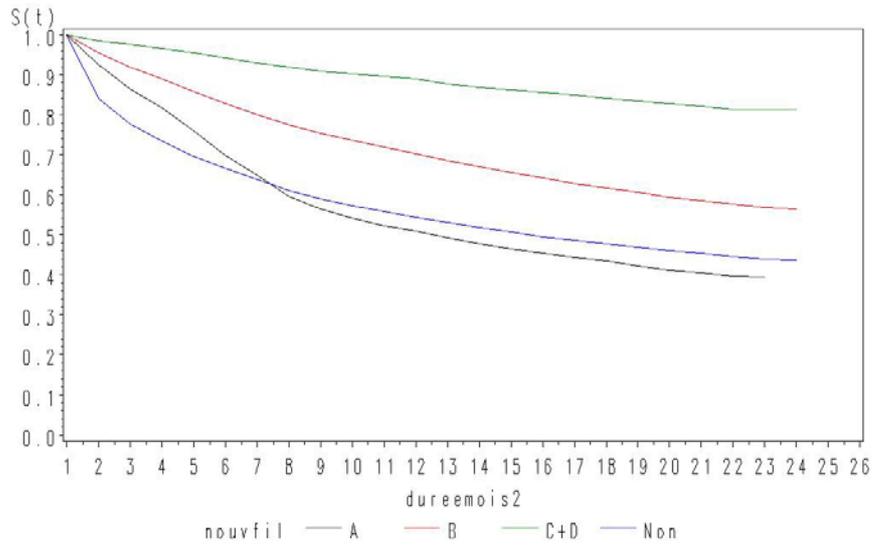
A1-Définition courante



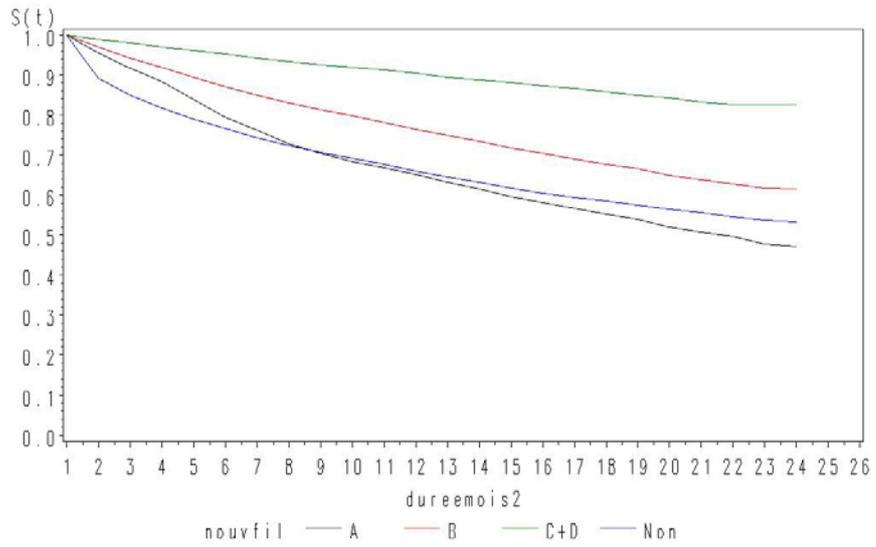
A2- Avec récurrence



B- Convention reprise d'emploi  
B1-Définition courante



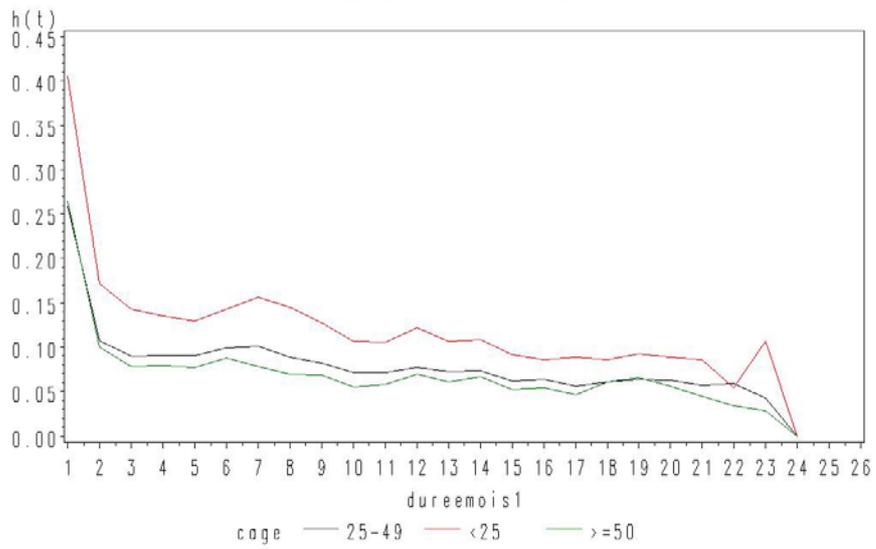
B2 - Avec récurrence



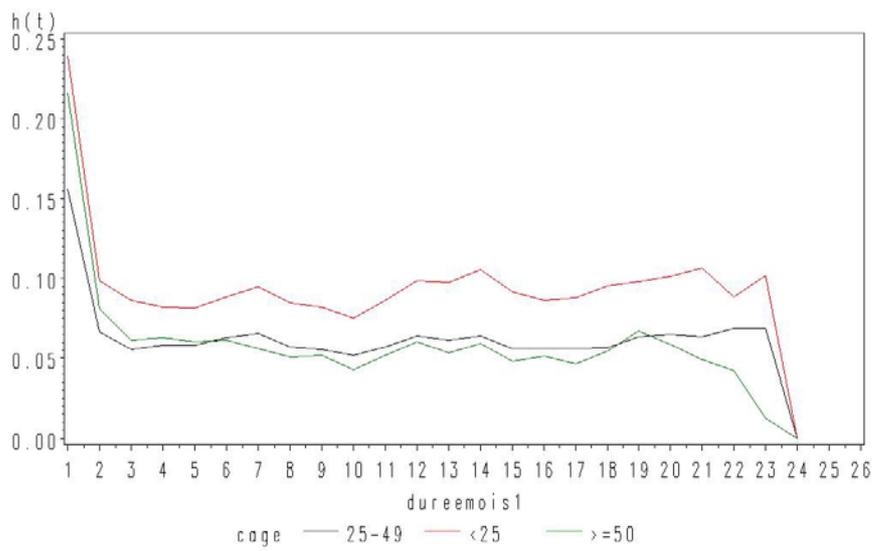
### Graphique 3. Taux de sortie selon l'âge

A- Convention sortie des listes

A1-Définition courante

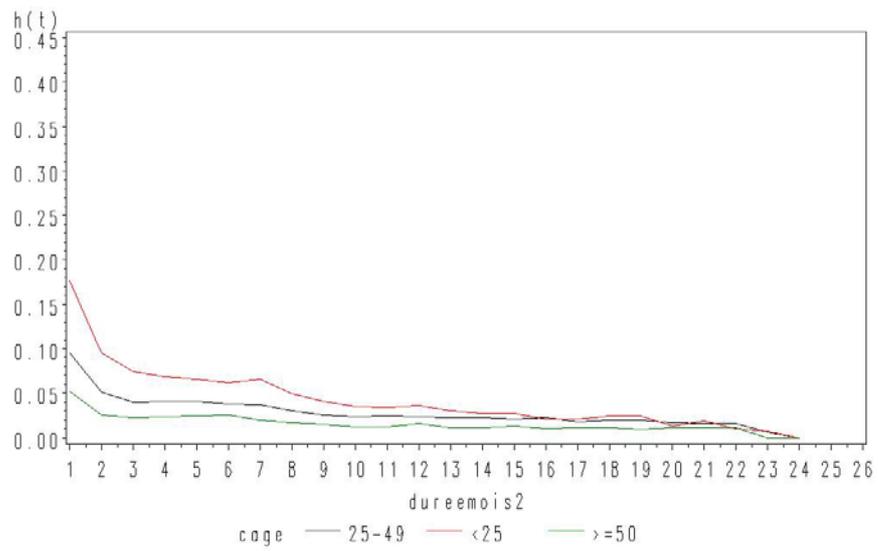


A2-Avec récurrence

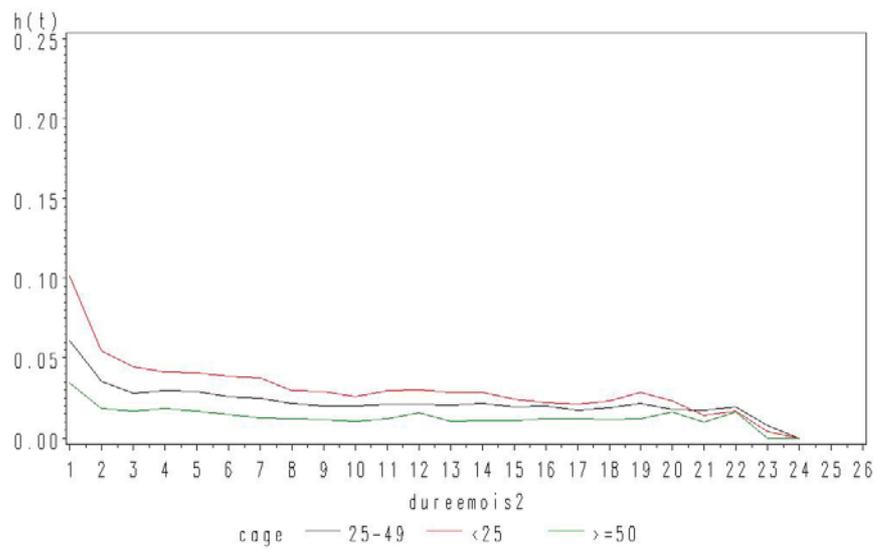


## B-Convention reprise d'emploi

### B1-Définition courante



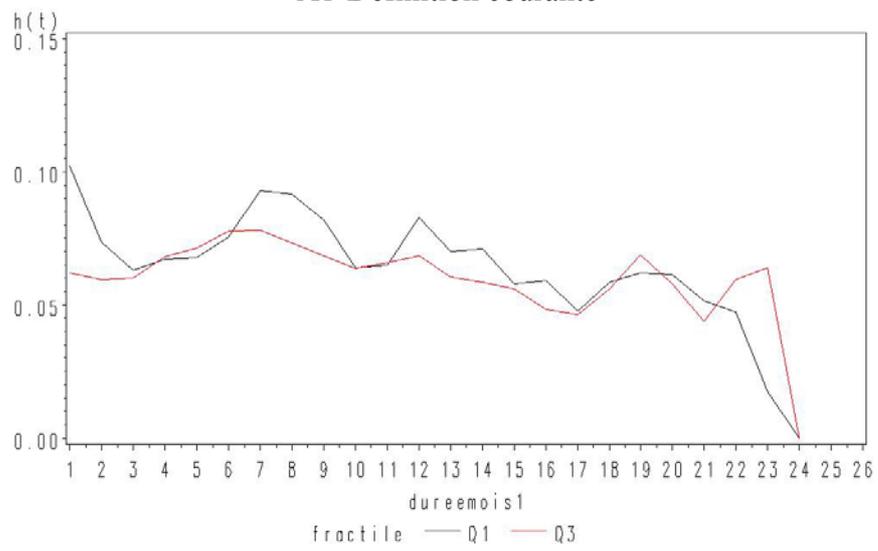
### B2-Avec récurrence



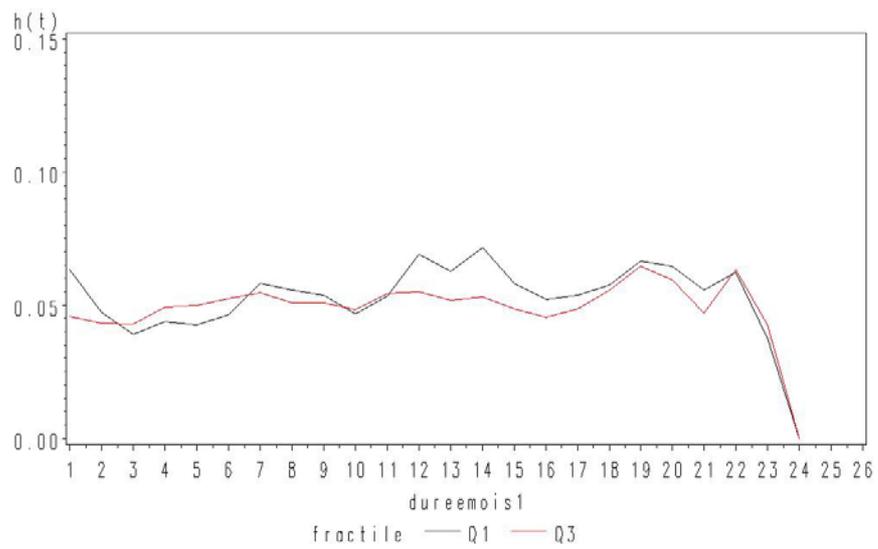
#### Graphique 4. Taux de sortie selon le salaire journalier de référence

A- Convention sortie des listes

A1-Définition courante

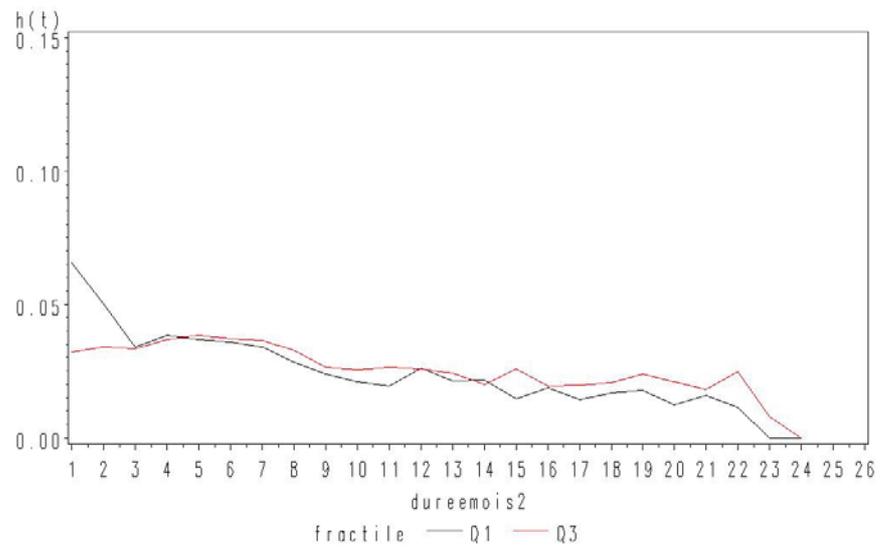


A2-Avec récurrence

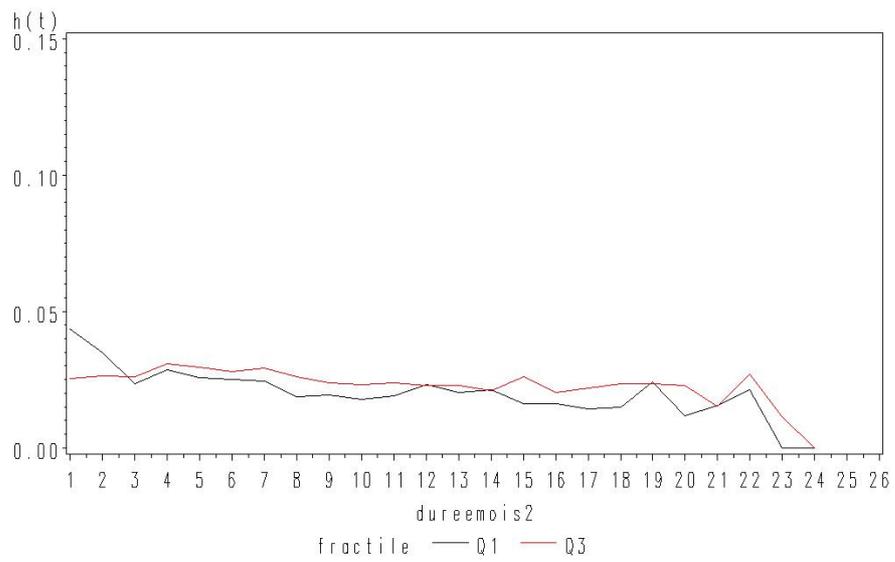


## B- Convention reprise d'emploi

### B1-Définition courante



### B2-Avec récurrence

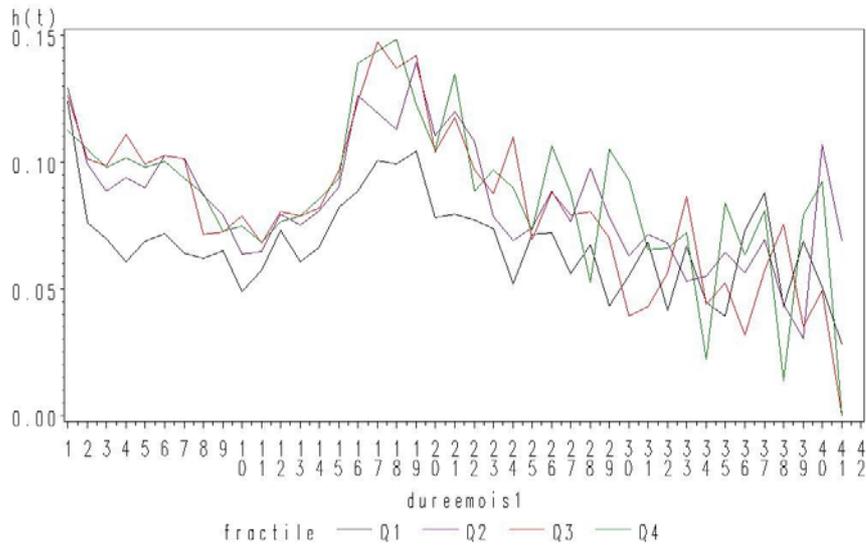


## ANNEXE 7

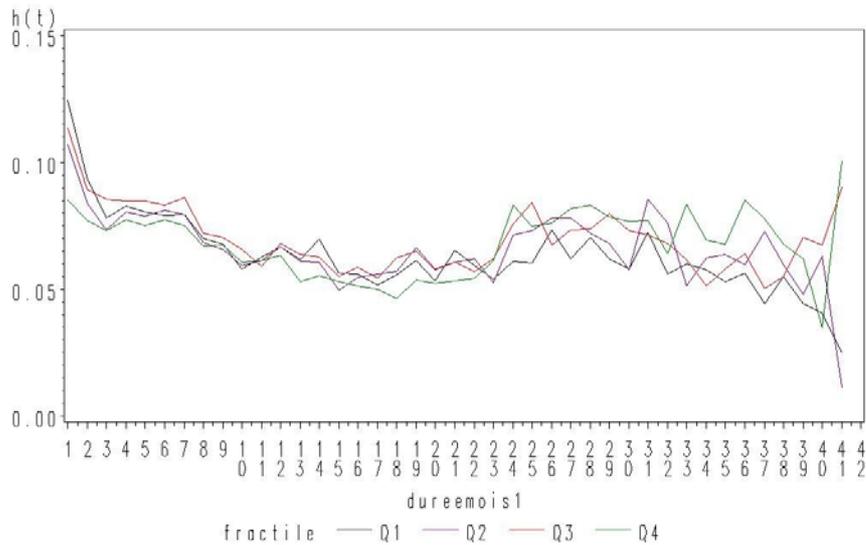
### Taux de sortie selon le montant d'indemnisation, l'âge et la situation matrimoniale au sein des grandes filières d'indemnisation (cohorte 2001, convention sortie des listes)

Graphique 1. Taux de sortie selon le salaire journalier de référence

A- Filière 3



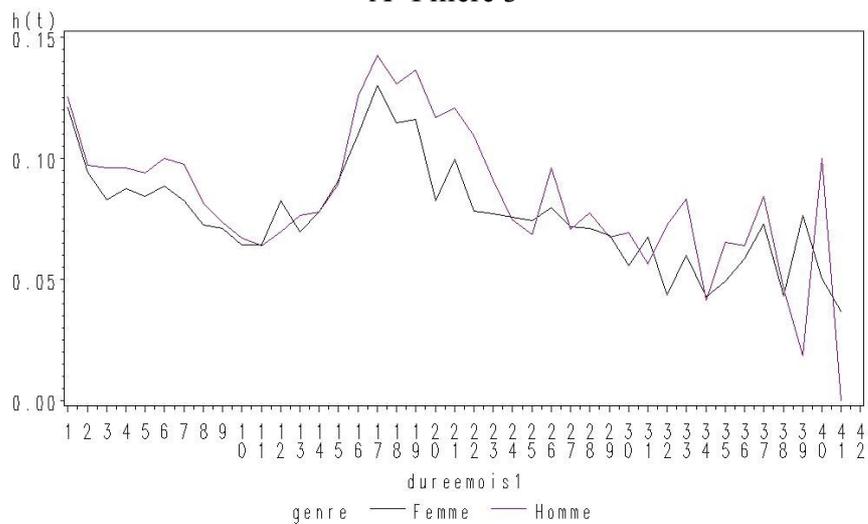
B-Filière 5



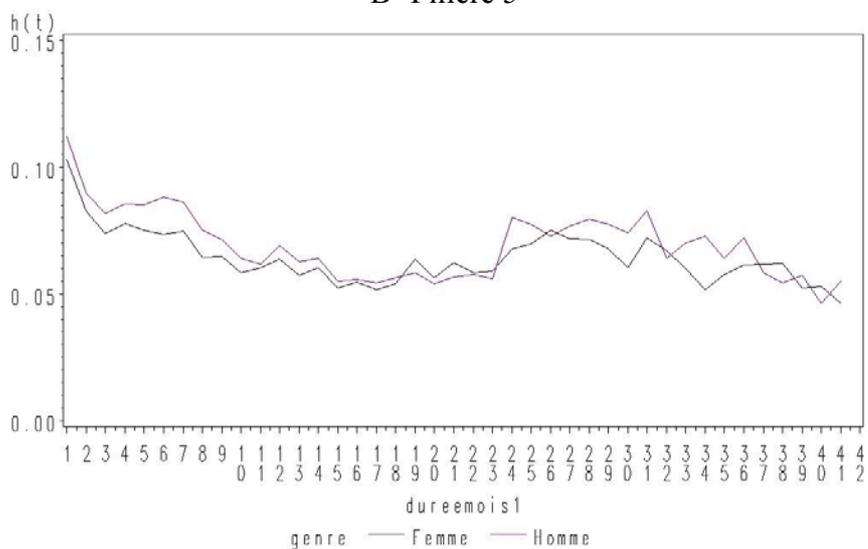
Lecture : Q1 désigne ici la moyenne des salaires journaliers de référence au sein du premier quartile de la distribution. Il y a bien quatre moyennes.

## Graphique 2. Taux de sortie selon le sexe

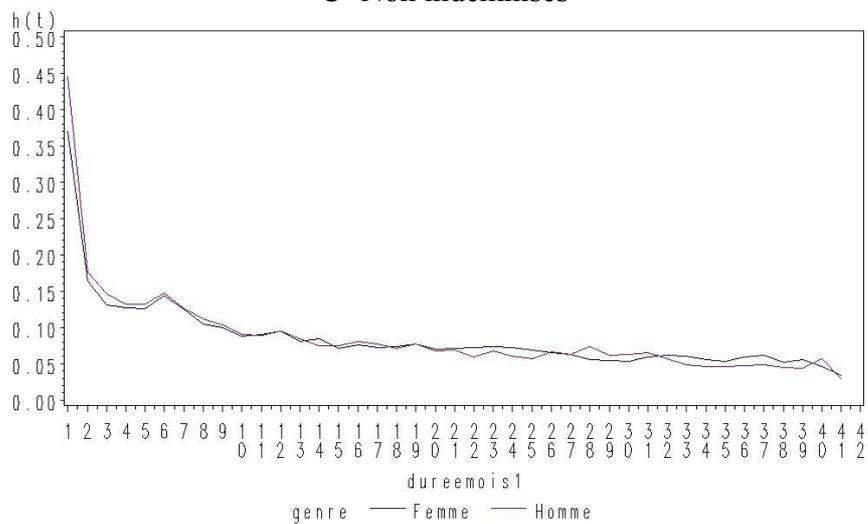
### A- Filière 3



### B- Filière 5

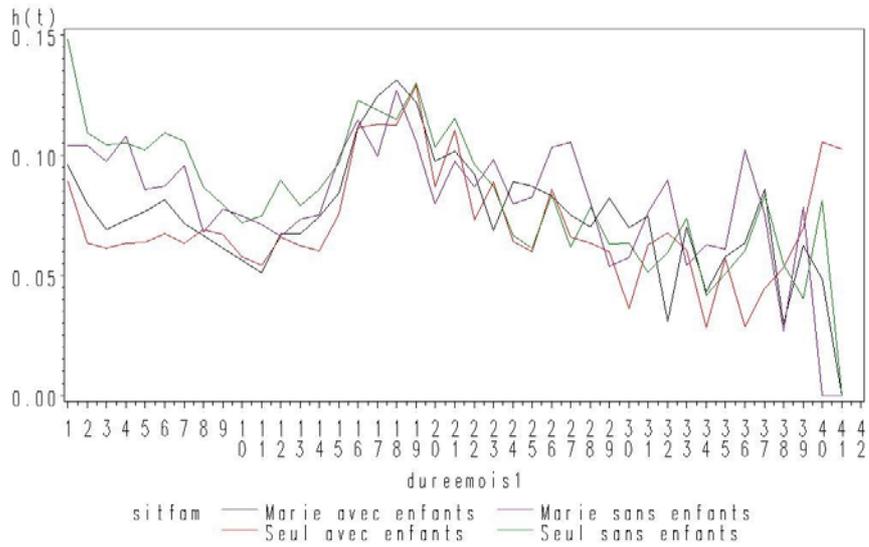


### C- Non indemnisés

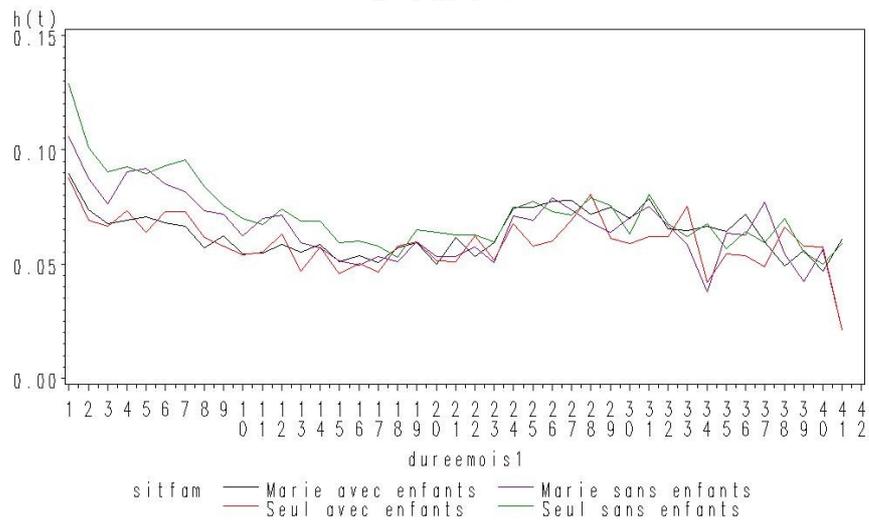


### Graphique 3. Taux de sortie selon la situation matrimoniale

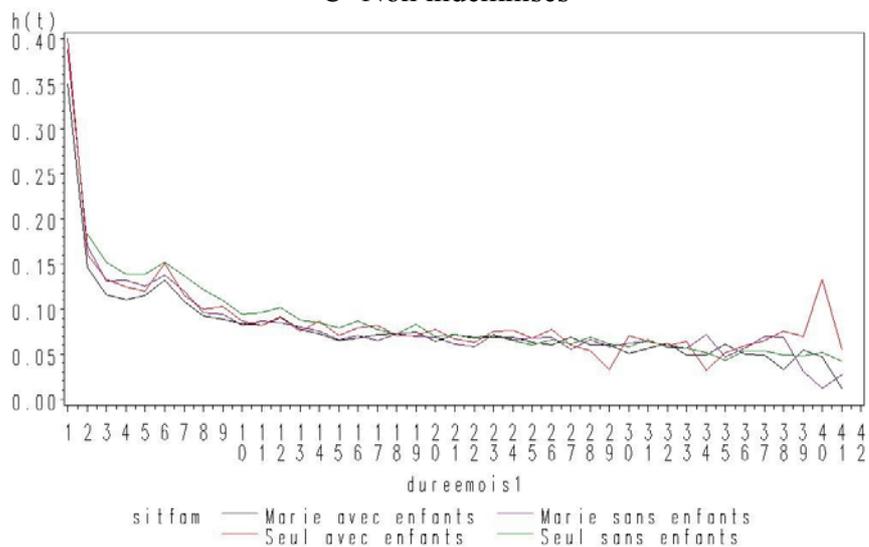
#### A- Filière 3



#### B- Filière 5



#### C- Non indemnisés



## ANNEXE 8

### Indemnisation et taux de remplacement

**Tableau A.1 : Salaire journalier de référence en fonction du décile de taux de remplacement (en Euros)**

Décile du taux de remplacement :	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
1	49	44	50	44	54	48	55	49
2	88	72	90	74	102	84	106	86
3	69	60	75	63	64	57	67	59
4	51	50	55	51	49	49	54	51
5	42	44	43	45	42	44	43	45
6	38	40	39	41	38	40	39	41
7	34	38	35	38	35	38	35	38
8	30	35	30	36	30	35	30	36
9	25	23	27	28	26	24	27	28
10	22	21	22	20	22	21	22	20

**Tableau A.2 : Taux de remplacement en fonction du décile du salaire de référence**

Décile du salaire de référence :	Définition courante (période continue)				Récurrence (reprise d'au moins 6 mois)			
	Sortie des listes		Reprise d'emploi		Sortie des listes		Reprise d'emploi	
	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
1	77%	74%	76%	74%	77%	75%	74%	74%
2	70%	69%	70%	69%	70%	70%	70%	69%
3	67%	68%	67%	67%	68%	68%	67%	68%
4	64%	68%	64%	67%	65%	67%	65%	67%
5	63%	66%	63%	66%	64%	66%	64%	65%
6	62%	64%	61%	64%	62%	64%	62%	63%
7	60%	62%	59%	62%	60%	62%	60%	61%
8	58%	60%	57%	59%	58%	59%	58%	59%
9	56%	57%	56%	57%	56%	57%	57%	57%
10	56%	57%	57%	57%	57%	57%	57%	57%

## BIBLIOGRAPHIE

- Abbring J.H., Van den Berg G., Van Ours J. (2000).** “The Effect of Unemployment Insurance Sanctions on the Transition Rate from Unemployment to Employment”, *Mimeo*, Department of Economics, Free University Amsterdam.
- Adamchik. V. (1999).** “The Effect of Unemployment Benefits on the Probability of Re-employment in Poland”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.61, pp.95-108.
- Addison J., Portugal P. (2003).** “Six Ways to Leave Unemployment”, *IZA Discussion Paper*, n°954.
- Addison J., Portugal P. (2004).** “How Does the Unemployment Insurance System Shape the Time Profile of Jobless Duration?”, *IZA Discussion Paper*, n°978.
- Ashenfelter O., Ashmore D., Deschênes O. (1999).** “Do Unemployment Insurance Recipients Actively Seek Work? Randomized Trials in Four US States”, *NBER Working Paper*, n° 6982.
- Atkinson A.B., Gomulka J., Micklewright J., Rau N. (1984).** “Unemployment Benefit, Duration and Incentives in Britain. How Robust is the Evidence?”. *Journal of Public Economics*, vol.29, n° 1/2, pp.3-26.
- Atkinson A.B., Micklewright J. (1991).** “Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review”. *Journal of Economic Literature*, vol.29, n° 4, pp.1679-1727.
- Benefits: An Empirical Study for Britain”, *Applied Economics*, vol.31, pp.1043-1051.
- Bennmarker H, Carling K., Holmlund B. (2004).** “Do Benefit Hikes Damage Job Finding? Evidence from Swedish Unemployment Insurance Reforms”, *Mimeo*, IFAU.
- Bogaerts K., De Lathouwer L., Perelman S. (2000).** “Exclusion de l’assurance-chômage et réinsertion sur le marché du travail”, Rapport à l’Office National de l’Emploi, Services Fédéraux des Affaires Scientifiques, Techniques et Culturelles, Bruxelles.
- Boone J., van Ours J. (2000).** “Modeling Financial Incentives to Get Unemployed Back to Work”, *IZA Discussion Papers*, n° 108.
- Boone J., Fredriksson P., Holmlund B., van Ours J. (2001).** “Optimal Unemployment Insurance with Monitoring and Sanctions”, *Discussion Paper 85*, Tilburg University, Center for Economic Research.
- Bratberg E., Vaage K. (2000).** “Spell Durations with Long Unemployment Insurance Periods”, *Labour Economics*, vol.7, n°2, pp.153-180.
- Cahuc P., Zylberberg A. (1996).** “Economie du travail”, De Boeck, Paris, Bruxelles.
- Card D., Levine P. (2000).** “Extended Benefits and the Duration of UI Spells: Evidence from the New Jersey Extended Benefit Program”, *Journal of Public Economics*, vol.78, n°1/2, pp.107-138.
- Carling K., Edin P.A., Harkman A., Holmlund B. (1996).** “Unemployment Duration, Unemployment Benefits and Labor Market Programs in Sweden”. *Journal of Public Economics*, vol.59, pp.313-334.
- Carling K., Holmlund B., Vejsiu A. (2000).** “Do Benefits Cuts Boost Job Findings? Swedish Evidence from the 1990s”, *Mimeo*, Department of Economics, Uppsala University.
- Cases C. (1994).** “Durées de chômage et comportements d’offre de travail : une revue de la littérature”, *Economie et Prévision*, n°113-114, pp.155-170.
- Cases C., Lollivier S. (1994).** “Estimation d’un modèle de sortie de chômage à destinations multiples”, *Economie et Prévision*, n°113-114.
- CERC (2005).** “Aider au retour à l’emploi”, *La documentation Française*, Rapport n°6.
- Cockx B., Ries J. (2003).** “L’impact sur la réinsertion de la fin du droit à l’indemnisation dans l’assurance-chômage” in *L’impact des sanctions relatives aux allocations de chômage sur la réinsertion et la pauvreté*, Projet de recherche SO/10/036, Université catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES)

- Cockx B., Ries J. (2004).** “The Exhaustion of Unemployment Benefits in Belgium. Does it Enhance the Probability of Employment? ”, *Université catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES) Discussion Paper*, n° 2004016.
- Crépon B., Dejemeppe M., Gurgand M. (2005).** “Counseling the Unemployed : Does it Lower Unemployment Duration and Recurrence? ”, *PSE Working Papers*, n°2005-27.
- Devine T.J., Kiefer N.M. (1991).** “Empirical Labor Economics. The Search Approach”, Oxford University Press, New York
- Debauche E. Jugnot S. (2006).** « La mesure d’un effet global du projet d’action personnalisé » ; *document d’étude de la DARES*, n° 2006-112
- Dormont B., Fougère D., Prieto A. (2001).** “L’effet de l’allocation unique dégressive sur la reprise de l’emploi”, *Economie et Statistique*, n° 343, pp.3-28.
- Fougère D. (2000a).** “La durée du chômage en France” in *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, Rapport du Conseil d’Analyse Économique, n° 23, La Documentation Française, Paris, pp. 239-259.
- Fougère D. (2000b).** “Accompagnement des chômeurs et sanctions : leurs effets sur le retour à l’emploi” in *Plein Emploi*, Rapport du Conseil d’Analyse Économique, n° 30, La Documentation Française, Paris, pp. 313-340.
- Fougère D., Kamionka T. (1992).** “Un modèle markovien du marché du travail”, *Annales d’Economie et de Statistique*, vol.27, pp.149-188.
- Gorter C., Kalb G. (1996).** “Estimating the Effect of Counseling and Monitoring the Unemployed Using a Job Search Model”, *The Journal of Human Resources*, vol. 31, n° 4, pp. 590-610.
- Gronau R. (1971).** “Information and Frictional Unemployment”, *The American Economic Review*, vol.61, n°3, pp.290-301.
- Grubb D. (2000).** “Conditions d’attribution des indemnités de chômage”, *Revue Économique de l’OCDE*, n°31, pp. 171-213.
- Ham J.C., Rea S.A. (1987).** “Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada”. *Journal of Labor Economics*, vol. 5, pp.325-353.
- Holmlund B., Fredriksson P. (2003).** “Improving incentives in unemployment insurance: A review of recent research”, *IFAU Working Paper*, n°2003:5
- Hunt J. (1995).** “The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany”, *Journal of Labor Economics*, vol.13, n° 1, pp.88-120.
- Jenkins S., García-Serrano C. (2000).** “Re-Employment Probabilities for Spanish Men : What Role Does the Unemployment Benefit System Play?”, *ILR working papers*, n° 55.
- Jensen P., Nielsen M.S., Rosholm M. (1999).** “The Effects of Benefits, Incentives and Sanctions on Youth Unemployment”, *Mimeo*, University of Aarhus.
- Joutard X., Ruggiero M. (1994).** “Taux de sortie du chômage à l’approche de la fin des droits à l’indemnisation”, *Economie et Prévision*, n°113-114, pp.189-206.
- Joutard X., Ruggiero M. (1996).** “Changements de régime d’indemnisation et transitions vers l’emploi”, *Revue Economique*, vol.47, n°1, pp.143-166.
- Katz L.F., Meyer B.D. (1990).** “The Impact of Potential Benefit Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment”, *Journal of Public Economics*, vol.41, pp.45-72.
- Lalive R., Van Ours J.C., Zweimüller J. (2004).** “How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment”, *Center for Economic Research Discussion Paper*, n°86, Tilburg University.
- Lalive R., Van Ours J.C., Zweimüller J. (2005).** “The Effect of Benefit Sanctions on the Duration of Unemployment”, *Journal of the European Economic Association*, vol.3, n° 6, pp.1386-1417.
- Lalive R., Zweimüller J. (2002).** “Benefit Entitlement and Unemployment Duration: The Role of Policy Endogeneity”, *IZA Discussion Paper*, n°492.

- Lancaster T. (1979).** “Econometric Methods for the Duration of Unemployment”, *Econometrica*, vol.47, n°4, pp.939-956.
- Lancaster T. (1990).** “The Econometric Analysis of Transition Data”, Cambridge University Press.
- Lancaster T., Nickell S. (1980).** “The Analysis of Re-Employment Probabilities for the Unemployed”, *Journal of the Royal Statistical Society*, vol.143, n°2, pp.141-165.
- Ljungqvist L., Sargent T.J. (1995).** “The Swedish unemployment experience”, *European Economic Review*, vol.39, pp.1043-1070.
- Lubyova M., Van Ours J.C. (1997).** “Work Incentives and the Probability of Leaving Unemployment in the Slovak Republic”, *William Davidson Institute Working Papers*, n°82.
- Meyer B.D. (1990).** “Unemployment Insurance and Unemployment Spells”, *Econometrica*, vol.33, pp.99-131.
- Meyer B.D. (1995a).** “Lessons from the US Unemployment Insurance Experiments”, *The Journal of Economic Literature*, vol. 33, n°1, pp. 91-131.
- Meyer B.D. (1995b).** “Natural and Quasi-Experiments in Economics”. *Journal of Business and Economics Statistics*, vol.13, n°2, pp.151-161.
- Moffit R. (1985).** “Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells”, *Journal of Econometrics*, vol.28, n°1, pp.85-101.
- Mortensen D.T. (1977).** “Unemployment Insurance and Job Search Decisions”, *Industrial and Labor Relations Review*, n°30, vol.4, pp. 505-517.
- Mortensen D.T. (1986).** “Job Search and Labor Market Analysis”, in *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter, R. Layard eds, Elsevier Science Publishers BV, vol.II, pp. 849-919.
- Mortensen D.T., Pissarides C. (1999).** “New Developments in Models of Search in the Labour Market”, CEPR Discussion Papers, n°2053.
- Narendranathan W., Nickell S., Stern J. (1985).** “Unemployment benefits revisited”, *The Economic Journal*, vol.95, pp.307-329.
- Narendranathan W., Stewart M.B. (1993a).** “How Does the Unemployment Effect Vary as Unemployment Spell Lengthens? ”, *Journal of Applied Econometrics*, vol.8, pp.361-381.
- Narendranathan W., Stewart M.B. (1993b).** “Modelling the Probability of Leaving Unemployment : Competing Risks Models with Flexible Base-Line Hazards”, *Applied Statistics*, vol.42, pp.63-83.
- Nickell S. (1979).** “Estimating the Probability of Leaving Unemployment”, *Econometrica*, vol.47, pp.1249-1266.
- Pedersen P.J, Westergaard-Nielsen N. (1998).** “Unemployment : What do we know from longitudinal data ? ”.
- Rioux L., Lollivier S. (2005).** “A Structural Non-Stationary Model of Job Search: Stigmatization of the Unemployed by Job Offers or Wage Offers?”, *CEPR Discussion Papers*, n°5108.
- Roed K., Zhang T. (2003).** “Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration?”, *Economic Journal*, vol.113, n°484, pp.190-206.
- Stancanelli E.G. F. (1999).** “Unemployment Duration and the Duration of Entitlement to Unemployment
- Tanguy S. (2003).** “Assurance vs incitation : quel est l’impact des systèmes de contrôle sur le comportement des chômeurs ?”, *Working Paper*.
- Tatsiramos K. (2004).** “The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration and the Subsequent Employment Stability”, *IZA Discussion Paper*, n°1163.
- Van den Berg G.J. (1990).** “Nonstationarity in Job Search Theory”, *Review of Economic Studies*, vol.57, pp.255-277.
- Van den Berg G.J., Van der Klauw B. (2001).** “Counselling and Monitoring of unemployed workers: Theory and Evidence from a Controlled Social Experiment”, *CEPR Discussion Paper*, n°2986.

**Van den Berg G.J., Van der Klauw B. (2005).** “Job search monitoring and sanctions – a brief survey of some recent results”, *Report 2005:8*, IFAU.

**Van den Berg G.J., Van der Klauw B., Van Ours J.C. (1998).** “Punitive Sanctions and the Transition Rate from Welfare to Work”. *Center for Economic Research Discussion Paper*, n°9856, Tilburg University.

**Van Ours J.C, Vodopivec M. (2004).** “How Changes in Benefits Entitlement Affect Job Finding: Lessons from the Slovenian Experiment”, *IZA Discussion Paper*, n°1181.

**Winter-Ebmer R. (1998).** “Potential Unemployment Benefit Duration and Spell Length: Lessons from a Quasi-Experiment in Austria”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.60, n°1, pp.33-45.