



## City Research Online

### City, University of London Institutional Repository

---

**Citation:** Ortega, J. & Rioux, L. (2002). Duration of contracts and unemployment compensation: A quantitative analysis of the dualism of the French labor market | Durée des contrats et indemnisation du chômage une analyse quantitative du dualisme du marché du travail français. *Revue économique*, 53(6), pp. 1273-1303. doi: 10.2307/3503070

This is the published version of the paper.

This version of the publication may differ from the final published version.

---

**Permanent repository link:** <https://openaccess.city.ac.uk/id/eprint/3605/>

**Link to published version:** <https://doi.org/10.2307/3503070>

**Copyright:** City Research Online aims to make research outputs of City, University of London available to a wider audience. Copyright and Moral Rights remain with the author(s) and/or copyright holders. URLs from City Research Online may be freely distributed and linked to.

**Reuse:** Copies of full items can be used for personal research or study, educational, or not-for-profit purposes without prior permission or charge. Provided that the authors, title and full bibliographic details are credited, a hyperlink and/or URL is given for the original metadata page and the content is not changed in any way.

---

City Research Online:

<http://openaccess.city.ac.uk/>

[publications@city.ac.uk](mailto:publications@city.ac.uk)

---

## Durée des contrats et indemnisation du chômage. Une analyse quantitative du dualisme du marché du travail français

In: Revue économique. Volume 53, n°6, 2002. pp. 1273-1303.

### Résumé

L'interaction entre l'indemnisation du chômage et la durée des contrats est analysée dans le cadre d'un modèle d'appariement. Les chômeurs après un emploi en CDI ont droit à une longue période d'indemnisation par l'assurance. Les chômeurs après un emploi temporaire sont peu ou pas indemnisés. Or les premiers reçoivent des offres d'emploi en CDI et CDD, alors que les seconds ne trouvent que des CDD. Les variables du modèle sont estimées à partir du Panel européen, puis des réformes de l'indemnisation du chômage et de la législation sur les contrats temporaires sont simulées. Des allocations chômage (d'assurance ou d'assistance) plus généreuses accroissent faiblement le taux de chômage et le bien-être social. Allonger la durée légale des CDD ou accroître leur taux de transformation en CDI réduit fortement le taux de chômage et améliore le bien-être de tous.

### Abstract

Duration of contracts and unemployment compensation: a quantitative analysis of the dualism of the french labor market

The interplay between unemployment compensation and the duration of contracts is analysed in a matching framework. The unemployed after a permanent job are entitled to a long period of unemployment Insurance (UI). The unemployed after a temporary job are not eligible for UI. The former receive offers for permanent and temporary jobs while the latter find only temporary jobs. The variables of the model are estimated using the European Panel. Then some reforms of the unemployment compensation system and of the temporary contracts' legislation are simulated. More generous insurance or assistance benefits slightly raise the unemployment rate and the social welfare. Increasing the legal duration of temporary contracts or their transformation rate in permanent contracts strongly decreases the rate of unemployment and improves the welfare of all the individuals.

---

Citer ce document / Cite this document :

Rioux Laurence, Ortega Javier. Durée des contrats et indemnisation du chômage. Une analyse quantitative du dualisme du marché du travail français. In: Revue économique. Volume 53, n°6, 2002. pp. 1273-1303.

[http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/reco\\_0035-2764\\_2002\\_num\\_53\\_6\\_410469](http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/reco_0035-2764_2002_num_53_6_410469)

---

# Durée des contrats et indemnisation du chômage

## Une analyse quantitative du dualisme du marché du travail français

Javier Ortega\*  
Laurence Rioux\*\*

*L'interaction entre l'indemnisation du chômage et la durée des contrats est analysée dans le cadre d'un modèle d'appariement. Les chômeurs après un emploi en CDI ont droit à une longue période d'indemnisation par l'assurance. Les chômeurs après un emploi temporaire sont peu ou pas indemnisés. Or les premiers reçoivent des offres d'emploi en CDI et CDD, alors que les seconds ne trouvent que des CDD. Les variables du modèle sont estimées à partir du Panel européen, puis des réformes de l'indemnisation du chômage et de la législation sur les contrats temporaires sont simulées. Des allocations chômage (d'assurance ou d'assistance) plus généreuses accroissent faiblement le taux de chômage et le bien-être social. Allonger la durée légale des CDD ou accroître leur taux de transformation en CDI réduit fortement le taux de chômage et améliore le bien-être de tous.*

### DURATION OF CONTRACTS AND UNEMPLOYMENT COMPENSATION: A QUANTITATIVE ANALYSIS OF THE DUALISM OF THE FRENCH LABOR MARKET

*The interplay between unemployment compensation and the duration of contracts is analysed in a matching framework. The unemployed after a permanent job are entitled to a long period of unemployment insurance (UI). The unemployed after a temporary job are not eligible for UI. The former receive offers for permanent and temporary jobs while the latter find only temporary jobs. The variables of the model are estimated using the European Panel. Then some reforms of the unemployment compensation system and of the temporary contracts' legislation are simulated. More generous insurance or assistance benefits slightly raise the unemployment rate and the social welfare. Increasing the legal duration of temporary contracts or their transformation rate in permanent contracts strongly decreases the rate of unemployment and improves the welfare of all the individuals.*

Classification JEL : J41, J64, J65

\* Université de Toulouse (GREMAQ, IDEI), London School of Economics et CEPR.  
E-mail: javier.ortega@univ-tlse1.fr

\*\* CERC et CREST. E-mail: laurence.rioux@cerc.gouv.fr

Nous remercions Pierre Cahuc, Georges Casamatta, Fabrice Collard, Patrick Fève, Thierry Kamionka, Estelle Malavolti-Grimal, Franck Malherbet, Juan Ortega, Sophie Ponthieux, Sébastien Roux, Emmanuel Thibault et un rapporteur anonyme pour leurs commentaires.

La plupart des pays européens sont caractérisés par un marché du travail dual, au sens suivant : les travailleurs les plus sujets au risque de chômage sont les moins bien couverts par l'assurance chômage ; or, les chômeurs non indemnisés par l'assurance chômage trouvent le plus souvent des emplois temporaires, donc plus sujets au risque de chômage.

En France, par exemple, le régime d'assurance chômage privilégie les durées longues de cotisation. La durée d'emploi minimale pour ouvrir des droits à l'assurance chômage est de quatre mois. Si la durée cumulée en emploi au moment de l'entrée au chômage est comprise entre quatre et six mois, l'indemnisation dure au plus quatre mois ; mais, si elle est de quatorze mois, l'indemnisation dure jusqu'à trente mois. Les personnes qui n'ont pas cotisé suffisamment longtemps à l'assurance chômage ou qui ont épuisé leurs droits se retrouvent au RMI, à condition d'avoir plus de 25 ans et des ressources inférieures au montant du revenu minimum d'insertion. Ainsi, le RMI, créé pour alléger des situations de grande pauvreté, fonctionne de plus en plus comme une allocation chômage d'assistance.

Les chômeurs indemnisés par l'assurance chômage et les autres n'ont pas le même comportement d'offre de travail. Ils n'ont pas non plus les mêmes offres d'emploi. Un peu moins d'un emploi sur deux obtenu par un chômeur indemnisé est à durée indéterminée. Presque tous les emplois obtenus par les chômeurs non indemnisés sont à durée déterminée. Or, ces deux types de contrats se distinguent par le risque de perte d'emploi, beaucoup plus élevé pour les contrats temporaires. Ainsi, une part non négligeable des personnes qui entrent au chômage à la fin d'un contrat temporaire n'a pas droit à l'assurance chômage. Les anciens employés en contrat temporaire, qui ont travaillé plus de quatre mois, ont droit à une courte période d'indemnisation, à l'issue de laquelle ils basculent dans le RMI sous condition de ressources. À l'inverse, les anciens employés en contrat à durée indéterminée ont le plus souvent droit à une longue période d'indemnisation. Il se produit donc une interaction entre les modes d'indemnisation du chômage et la durée des contrats de travail.

L'effet sur le taux de chômage de l'existence des contrats temporaires a été souvent étudié (voir, par exemple, Saint-Paul [1997], Goux, Maurin et Pauchet [2001] ou Givord et Maurin [2001]). La structure temporelle optimale de l'allocation chômage a aussi fait l'objet de nombreuses analyses. Dans le cadre des modèles d'appariement, Fredriksson et Holmlund [2001] montrent par exemple que la dégressivité des allocations versées par l'assurance chômage est socialement optimale quand la fonction de bien-être social est utilitariste. Ce résultat est en partie remis en cause par Cahuc et Lehmann [2000] qui, dans un cadre d'analyse proche, soulignent que rendre les allocations chômage plus dégressives peut réduire sensiblement le bien-être des chômeurs de longue durée. En revanche, l'interaction entre les modes d'indemnisation du chômage et la durée des contrats de travail n'a pas pour l'instant, à notre connaissance, fait l'objet d'études. Pourtant, prendre en compte cette interaction doit permettre de mieux comprendre les effets sur le chômage et le bien-être d'une réforme des règles de l'assurance chômage ou de la législation sur les contrats temporaires.

L'objectif de ce travail est double. Il s'agit d'abord de développer un modèle théorique permettant d'analyser les interactions entre l'indemnisation du chômage et la durée des contrats de travail. Le modèle d'appariement à la Pissarides [2000] est modifié pour permettre aux entreprises de proposer deux types de

contrats de travail : des contrats à durée indéterminée (CDI) et des contrats temporaires (CDD, intérim, stages rémunérés). Le modèle distingue aussi deux types de chômage : les personnes qui perdent un emploi en CDI ont droit à une longue période d'indemnisation par l'assurance chômage ; les personnes qui perdent un emploi temporaire se retrouvent rapidement sans indemnisation.

Dans un second temps, on se propose d'évaluer dans ce cadre les effets quantitatifs de réformes des règles d'indemnisation du chômage et de la législation sur les contrats temporaires. À cet effet, la plupart des variables du modèle sont estimées à partir de la version française du Panel européen des ménages de sorte que le modèle reproduise les principales caractéristiques du marché du travail français. Cette enquête fournit en particulier un calendrier mensuel d'activité entre janvier 1993 et décembre 1998 qui permet d'estimer les intensités de transition entre les quatre états du modèle : chômage indemnisé par l'assurance chômage, chômage non indemnisé, emploi temporaire et emploi en CDI.

Nous simulons alors les effets, sur le taux de chômage, la part des emplois en CDI dans l'emploi total, la proportion de chômeurs indemnisés et le bien-être des différents agents, de cinq réformes du marché du travail français : (i) une augmentation de 10 % du montant de l'allocation d'assistance (le RMI) ; (ii) une hausse de 10 % du montant de l'allocation d'assurance ; (iii) un allongement de trois mois de la durée d'indemnisation par l'assurance chômage ; (iv) une hausse de 10 % du taux de transformation des CDD en CDI<sup>1</sup> ; (v) un allongement de trois mois de la durée maximale permise pour les emplois temporaires. Ces politiques se révèlent avoir des effets très différents sur le taux de chômage et le bien-être des différents types d'individus.

La hausse de l'allocation chômage d'assistance et celle de l'allocation d'assurance [(i) et (ii)] augmentent modérément le taux de chômage, améliorent légèrement le bien-être social utilitariste, mais dégradent le bien-être des entreprises. Ces effets s'expliquent par le renforcement du pouvoir de marchandage salarial des individus et par une hausse plus importante du revenu des pauvres que des riches. Cependant, les effets quantitatifs de ces deux mesures sur le bien-être des différents types d'agents et sur la part de CDI dans l'emploi total diffèrent. Ainsi, une hausse de 10 % du RMI se traduit par une augmentation du taux de chômage de 2,23 % (0,226 point), améliore la situation de tous les agents sauf celle des employés en CDI (qui doivent payer des impôts plus élevés pour financer la hausse du RMI) et diminue très légèrement la part des CDI dans l'emploi total. La hausse de l'allocation chômage d'assurance, quant à elle, nuit aux intérêts des chômeurs non indemnisés et des employés en CDD car elle affaiblit leur position dans le marchandage salarial et réduit leur salaire (présent ou potentiel).

L'allongement de trois mois de la durée d'indemnisation par l'assurance chômage (iii) diminue très légèrement le taux de chômage (- 0,06 %, soit - 0,006 point), améliore la situation des allocataires du régime d'assurance et

1. Cette variable n'est *directement* contrôlable ni par le gouvernement ni par d'autres institutions. Cependant, le gouvernement peut influencer cette variable en durcissant les possibilités de renouvellement d'un CDD ou en proposant des incitations financières à la transformation des CDD en CDI.

des employés en CDI sans changer celle des autres agents. Au total, le bien-être social utilitariste augmente faiblement (+ 0,01 %).

La modification des conditions de renouvellement des CDD et celle de leur durée maximale légale [(iv) et (v)] ont les mêmes effets qualitatifs (sauf sur la part des CDI dans l'emploi total). Elles permettent une réduction importante du taux de chômage d'équilibre (- 3,5 % pour un durcissement des conditions de renouvellement qui se traduirait par une hausse de 10 % du taux de transformation des CDD en CDI ; - 6,08 % pour un allongement de trois mois de la durée maximale des CDD). Elles améliorent aussi le bien-être de tous les agents et font croître de façon importante (+ 4,86 % et + 8,21 %) la proportion de chômeurs indemnisés.

## LE MODÈLE

### Structure générale

Le marché du travail est décrit par un modèle d'appariement en temps continu à la Pissarides [2000]. L'économie est constituée de  $n$  individus et d'un nombre endogène d'entreprises. Les individus peuvent être en emploi ou au chômage. Le modèle se distingue de l'économie standard à la Pissarides par la coexistence de deux types d'emploi et deux types de chômage. Les entreprises proposent des contrats à durée indéterminée (CDI) et des contrats temporaires (CDD, intérim ou stages rémunérés). Ces deux types de contrats se distinguent par le risque de perte d'emploi, beaucoup plus élevé pour les contrats temporaires<sup>1</sup>. L'épisode d'emploi précédant une éventuelle entrée au chômage est de ce fait sensiblement plus court pour les personnes en emplois temporaires.

Ainsi, sur la période 1994-1998, la durée moyenne d'un CDD précédant une période de chômage est légèrement inférieure à cinq mois (version française du Panel européen des ménages). Or, en France, le régime d'assurance chômage privilégie les durées longues de cotisation (annexe A) et exige une durée d'emploi minimale de quatre mois pour ouvrir des droits. Une part non négligeable des personnes qui entrent au chômage à la fin d'un contrat temporaire n'a donc pas droit à l'assurance chômage. Si ces personnes ont plus de 25 ans et que leurs ressources sont inférieures au montant du revenu minimum d'insertion, elles perçoivent le RMI, qui joue alors le rôle d'une allocation chômage d'assistance. Sinon, elles ne perçoivent aucune allocation. Les anciens employés en CDD qui ont travaillé plus de quatre mois ont droit à une très courte période d'indemnisation par l'assurance chômage, à l'issue de laquelle ils basculent au RMI sous condition de ressources. Comme ils anticipent leur sortie rapide de l'assurance chômage, on suppose qu'ils ne se comportent pas différemment des chômeurs au RMI.

La situation est différente pour les employés en CDI qui perdent leur emploi : sur la période 1994-1998, la durée moyenne d'un CDI précédant une période de

---

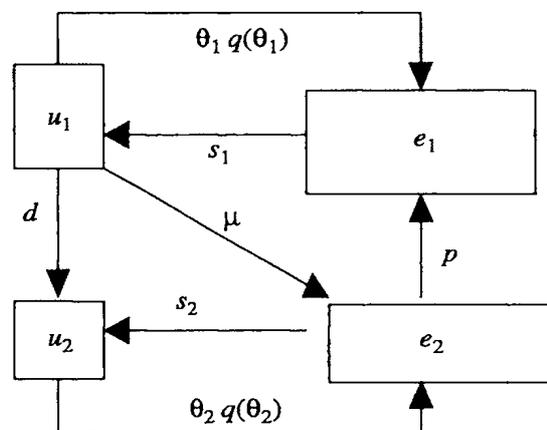
1. D'après le Panel européen, entre janvier 1994 et décembre 1998, 0,3 % des employés en CDI un mois donné sont au chômage le mois suivant, alors que c'est le cas de 5,1 % des employés en contrat temporaire.

chômage est de quinze mois (Panel européen), ce qui donne droit à une longue période d'indemnisation par l'assurance chômage (30 mois). Si, à l'issue de cette période de chômage indemnisé, ces personnes n'ont pas retrouvé d'emploi, elles passent au chômage non indemnisé. Elles ont alors droit à l'allocation spécifique de solidarité<sup>1</sup> (ASS) ou au RMI (sous condition de ressources).

Conformément à la réglementation de l'assurance chômage, le modèle distingue donc deux types de chômage : le chômage bien indemnisé par l'assurance chômage (pour les anciens employés en CDI) et le chômage pas (ou peu) indemnisé (pour les anciens employés en CDD et les anciens CDI ayant épuisé leurs droits à l'assurance chômage). On parlera de chômage de type 1 et 2.

Au total, les individus peuvent se trouver dans quatre états.  $u_1$  définit le nombre de chômeurs de type 1 (anciens employés en CDI ayant droit à une longue période d'indemnisation par l'assurance chômage) et  $u_2$  le nombre de chômeurs de type 2 (sans droit à l'assurance chômage ou ayant droit à une courte durée d'indemnisation). On note  $e_1$  le nombre d'individus en contrat à durée indéterminée. Enfin, le nombre d'individus en contrat temporaire, noté  $e_2$ , se décompose en un nombre  $e_{21}$  qui sort du chômage indemnisé et un nombre  $e_{22}$  qui sort du chômage non indemnisé. Les transitions possibles entre ces quatre états sont résumées dans la figure 1. Pour simplifier, les probabilités de transition entre ces états sont supposées suivre un processus de Poisson.

Figure 1. Transitions sur le marché du travail



1. L'allocation spécifique de solidarité relève du régime de solidarité, intermédiaire entre l'assurance et l'assistance. Pour y avoir droit, il faut avoir travaillé au moins cinq ans au cours des dix dernières années. Cette condition d'éligibilité la rapproche de l'assurance chômage. D'un autre côté, son financement est assuré par les impôts et non par les cotisations sociales. De plus, au contraire de l'allocation chômage assurantielle, elle est non dégressive et son montant est très proche du revenu minimum d'insertion. C'est pourquoi nous considérons que les bénéficiaires de l'allocation spécifique de solidarité entrent dans la catégorie des chômeurs non indemnisés par l'assurance chômage, au même titre que les allocataires du RMI.

Les chômeurs non indemnisés<sup>1</sup> (type 2) sont supposés ne trouver que des emplois temporaires (type 2)<sup>2</sup>. Les chômeurs indemnisés (type 1), quant à eux, obtiennent à la fois des emplois en CDI et des emplois temporaires. Il existe donc trois types de flux du chômage vers l'emploi. La probabilité pour les chômeurs de type 2 de trouver un emploi temporaire est endogène et dépend du ratio entre le nombre de postes de type 2 ouverts par les entreprises pour les chômeurs de type 2 et le nombre de chômeurs de ce type. De même, la probabilité pour les chômeurs de type 1 de trouver un CDI est endogène. Soient  $v_1$  le nombre d'emplois de type 1 (CDI) ouverts par les entreprises pour les chômeurs de type 1 et  $v_2$  le nombre d'emplois de type 2 (CDD) ouverts par les entreprises pour les chômeurs de type 2. Alors les flux du chômage de type  $i$  vers l'emploi de type  $i$  peuvent être représentés par une fonction d'appariement standard :

$$m_i = m(v_i, u_i) \quad i = 1, 2 \quad (1)$$

Sous les hypothèses de rendements d'échelle constants et d'appariement aléatoire, la probabilité pour une entreprise de type  $i$  de contacter un chômeur de type  $i$  s'écrit comme une fonction de la « tension » sur le marché du travail,  $\theta_i \equiv v_i / u_i$  :

$$q(\theta_i) \equiv \frac{m(v_i, u_i)}{v_i} = m\left(1, \frac{1}{\theta_i}\right) \quad (2)$$

La probabilité pour un chômeur de trouver un poste vacant est donnée par :

$$\frac{m_i}{u_i} = \frac{m(v_i, u_i)}{u_i} = m(\theta_i, 1) = \theta_i q(\theta_i) \quad (3)$$

Comme le modèle est stationnaire, la probabilité de retour à l'emploi pour les chômeurs indemnisés est supposée constante au cours de l'épisode de chômage. Cette hypothèse permet de limiter la complexité du modèle et se retrouve dans les travaux macroéconomiques qui étudient l'effet de droits à l'assurance chômage restreints dans le temps (par exemple Cahuc et Lehmann [2000], Fredriksson et Holmlund [2001], Albrecht et Vroman [2001] ou Van der Linden et Dor [2002])<sup>3</sup>.

1. À partir de maintenant, pour simplifier les notations, on appellera chômage non indemnisé le chômage de type 2, même si tous les chômeurs de type 2 ne sont pas à proprement parler non indemnisés par l'assurance chômage.

2. Cette hypothèse est confortée par les faits. D'après le Panel européen, quand les chômeurs peu ou pas indemnisés trouvent un emploi salarié, il s'agit dans sept cas sur huit d'un emploi temporaire.

3. Cette hypothèse peut-elle se justifier empiriquement ? Si certains travaux sur données individuelles mettent en évidence un impact du profil d'indemnisation du chômage sur le taux de retour à l'emploi (Dormont, Fougère et Prieto [2001]), d'autres relativisent cet effet (Lollivier et Rioux [2002]). Dormont, Fougère et Prieto [2001] montrent que les effets d'une indemnisation dégressive sont plus complexes que ceux prédits par la théorie. Plus précisément, le profil le plus continûment décroissant n'est pas celui qui est associé au taux de reprise d'emploi le plus élevé. Ils observent aussi que la modification du profil d'indemnisation n'a de véritable impact que sur les chômeurs qualifiés à haut salaire de référence. Or les chômeurs du Panel européen sont peu qualifiés : sur la

Jusqu'à présent, la transition entre chômage indemnisé (type 1) et emploi temporaire (type 2) n'a pas été prise en compte. Or, les chômeurs indemnisés ont une probabilité un peu plus élevée d'obtenir un CDD qu'un CDI. Il faut donc tenir compte de cette transition. Néanmoins, introduire une transition endogène se heurte à des difficultés analytiques insolubles. Pour simplifier, on fait l'hypothèse que la probabilité pour un chômeur indemnisé de trouver un emploi temporaire est exogène. On note  $\mu$  cette probabilité<sup>1</sup>.

Il reste à préciser les transitions entre l'emploi et le chômage. Les employés en contrat temporaire perdent leur emploi avec une probabilité exogène  $s_2$  et deviennent alors des chômeurs de type 2. Les employés en CDI perdent leur emploi avec une probabilité exogène  $s_1 < s_2$  et deviennent des chômeurs de type 1. Ces derniers basculent dans le chômage de type 2 (non indemnisé) avec une probabilité  $d$  par unité de temps. Cette dernière hypothèse permet de représenter de manière simplifiée la durée limitée de l'indemnisation par l'assurance chômage<sup>2</sup>.

Enfin, on suppose que certains emplois temporaires sont transformés en CDI. En effet, la législation interdit le renouvellement d'un CDD à une même personne. À la fin d'un contrat temporaire, l'entreprise a donc le choix entre laisser partir le salarié et l'embaucher en contrat à durée indéterminée. On note  $p$  le taux de transformation des CDD en CDI.

---

période 1994-1998, 38,9 % des chômeurs sont sans diplôme ou avec au plus le CEP, 30,5 % ont au plus un CAP, BEP ou brevet et 12,8 % ont au plus le baccalauréat. D'autres études vont dans le sens de limiter les effets du profil d'indemnisation sur le taux de sortie. Par exemple, Lollivier et Rioux [2002] estiment un modèle structurel non stationnaire de recherche d'emploi sur les données du Panel européen. Il en ressort que le salaire de réserve varie peu avec le profil d'indemnisation. Il semble donc que, dans un cadre macroéconomique, l'hypothèse de stationnarité n'a pas d'incidence importante sur les résultats.

1. On choisit donc de ne pas modéliser de façon explicite la demande de travail des entreprises qui proposent un CDD aux chômeurs indemnisés. Une première conséquence est que les chômeurs indemnisés ne concurrencent pas les non-indemnisés dans leur recherche d'emploi. C'est à l'évidence une limite du modèle. Une deuxième conséquence est que les entreprises sont supposées capables de discriminer entre les chômeurs indemnisés et non indemnisés pour les postes en CDD. Ce type de discrimination est en principe illégal, mais souvent mis en œuvre par les entreprises. D'ailleurs, un certain nombre de dispositifs (CIE...) prévoient des allègements de charges sociales employeurs dans le cas de l'embauche d'un chômeur de longue durée, ce qui implique bien que l'entreprise soit capable de discriminer *ex ante* entre les chômeurs de longue durée et les autres.

2. Pour un individu donné, la transition du chômage indemnisé vers le chômage non indemnisé est un événement déterministe, puisqu'elle dépend de la durée de cotisation avant la perte d'emploi. Néanmoins, dans un modèle macroéconomique où on s'intéresse à un individu moyen, on peut considérer la perte des droits à l'assurance chômage comme un événement probabiliste intervenant sous la forme d'un processus de Poisson. Les travaux macroéconomiques qui modélisent la perte des droits à l'assurance chômage font cette hypothèse pour limiter la complexité du modèle. On peut citer Cahuc et Lehmann [2000], Fredriksson et Holmlund [2001], Albrecht et Vroman [2001] ou Van der Linden et Dor [2002].

Le modèle est alors décrit par les équations dynamiques suivantes :

$$\dot{e}_1 = \theta_1 q(\theta_1) u_1 - s_1 e_1 + p e_2 \quad (4)$$

$$\dot{e}_{21} = \mu u_1 - s_2 e_{21} - p e_{21} \quad (5)$$

$$\dot{e}_{22} = \theta_2 q(\theta_2) u_2 - s_2 e_{22} - p e_{22} \quad (6)$$

$$\dot{u}_1 = s_1 e_1 - d u_1 - \theta_1 q(\theta_1) u_1 - \mu u_1 \quad (7)$$

$$\dot{u}_2 = s_2 e_2 + d u_1 - \theta_2 q(\theta_2) u_2 \quad (8)$$

où  $e_2 \equiv e_{21} + e_{22}$ .

### Revenus espérés des employés et des chômeurs

Soient  $U$  et  $B$  les valeurs présentes actualisées du flux de revenus futurs pour un chômeur respectivement de type 1 (avec assurance chômage) et de type 2 (sans assurance chômage). Soient  $E_1$  et  $E_{21}$  les valeurs associées à un emploi respectivement en CDI et en CDD pour un ancien chômeur couvert par le régime d'assurance. Enfin, soit  $E_{22}$  la valeur associée à un emploi en CDD pour un ancien chômeur non indemnisé.

$U$  vérifie alors l'équation suivante :

$$rU = a + \theta_1 q(\theta_1) (E_1 - U) + d(B - U) + \mu(E_{21} - U) \quad (9)$$

Cette équation s'interprète ainsi. Un chômeur de type 1 perçoit une allocation chômage d'assurance de montant  $a$ . Il trouve un CDI avec une probabilité endogène  $\theta_1 q(\theta_1)$ , et son revenu escompté s'accroît dans ce cas-là de  $E_1 - U$ . Avec une probabilité exogène  $\mu$ , il obtient un CDD et a un gain  $E_{21} - U$ . Enfin, avec une probabilité exogène  $d$ , il perd ses droits à l'assurance chômage et devient chômeur de type 2 (il perçoit alors l'allocation d'assistance).

Un chômeur de type 2 perçoit une allocation d'assistance de montant  $b$  et trouve un CDD avec une probabilité  $\theta_2 q(\theta_2)$ , auquel cas son revenu espéré devient  $E_{22}$ .

$$rB = b + \theta_2 q(\theta_2) (E_{22} - B) \quad (10)$$

Un employé en CDI reçoit, quant à lui, un salaire  $w_1$ . Il perd son emploi avec une probabilité exogène  $s_1$  et devient alors chômeur indemnisé par l'assurance chômage (il subit donc une perte  $U - E_1$ ).

$$rE_1 = w_1 + s_1 (U - E_1) \quad (11)$$

Un ancien chômeur non indemnisé employé en CDD perçoit un salaire  $w_{22}$ . Son emploi peut être transformé en CDI avec une probabilité exogène  $p$ , auquel cas il obtient  $E_1$  au lieu de  $E_{22}$ . Son emploi peut aussi être supprimé avec une probabilité exogène  $s_2$ . Dans ce dernier cas, l'ancien employé en CDD se retrouve chômeur de type 2 puisqu'il n'a pas suffisamment cotisé à l'assurance chômage pour être bien indemnisé.

$$rE_{22} = w_{22} + p(E_1 - E_{22}) + s_2(B - E_{22}) \quad (12)$$

La valeur d'un emploi en CDD pour un ancien chômeur indemnisé est similaire. La seule différence est que le salaire, noté  $w_{21}$ , est exogène<sup>1</sup>.

$$rE_{21} = w_{21} + p(E_1 - E_{21}) + s_2(B - E_{21}) \quad (13)$$

### Optimisation des entreprises

Pour simplifier le modèle, l'ouverture de postes vacants en CDD pour les chômeurs indemnisés n'est pas modélisée. En revanche, l'ouverture des deux autres types de postes est modélisée. Les postes en CDI ouverts pour les chômeurs indemnisés sont pourvus avec la probabilité endogène  $q(\theta_1)$ . Les postes en CDD ouverts pour les chômeurs non indemnisés sont pourvus avec la probabilité endogène  $q(\theta_2)$ . Soient  $V_i$  la valeur actualisée d'un poste de type  $i$  vacant et  $J_i$  la valeur de ce poste pourvu ( $i = 1, 2$ ). Alors,

$$rV_1 = -\gamma_1 + q(\theta_1)(J_1 - V_1) \quad (14)$$

$$rV_{22} = -\gamma_{22} + q(\theta_2)(J_{22} - V_{22}) \quad (15)$$

où  $\gamma_1$  (respectivement  $\gamma_{22}$ ) est le coût de recherche par unité de temps. L'entreprise fait un gain en capital  $J_1 - V_1$  (respectivement  $J_{22} - V_{22}$ ) quand le poste vacant est pourvu.

La valeur pour une entreprise d'un poste en CDI pourvu ( $J_1$ ) s'écrit :

$$rJ_1 = y_1 - w_1 + s_1(V_1 - J_1) \quad (16)$$

où  $y_1$  est la productivité du travailleur,  $w_1$  son salaire et  $V_1 - J_1$  la perte en capital subie en cas de séparation.

La valeur d'un CDD pourvu par un ancien chômeur non indemnisé ( $J_{22}$ ) comporte un élément supplémentaire, puisque ce CDD est transformé en CDI avec une probabilité  $p$  :

$$rJ_{22} = y_2 - w_{22} + s_2(V_{22} - J_{22}) + p(J_1 - J_{22}) \quad (17)$$

Enfin, les entreprises ouvrent des vacances de chaque type jusqu'à ce que le profit espéré de l'ouverture d'un poste supplémentaire soit nul ( $V_1 = 0$  et  $V_{22} = 0$ ). Alors, à l'équilibre, la valeur d'un poste pourvu est égale à son coût d'ouverture, c'est-à-dire au coût de recherche moyen :

$$J_1 = \frac{\gamma_1}{q(\theta_1)} \quad (18)$$

$$J_{22} = \frac{\gamma_{22}}{q(\theta_2)} \quad (19)$$

1. Les données montrent que  $w_{21} > w_{22}$ , comme nous le verrons plus tard.

## Détermination des salaires

### Emplois en CDD

Les anciens chômeurs non indemnisés sont plus souvent rémunérés aux environs du SMIC horaire que les anciens chômeurs indemnisés (Rioux [2001]). Mais même pour les premiers, la dispersion des salaires mensuels perçus est non négligeable<sup>1</sup> et suggère que le salaire mensuel est endogène (résulte d'une négociation entre l'entreprise et le travailleur) plutôt qu'exogène (fixé au salaire minimum).

Le salaire des anciens chômeurs non indemnisés,  $w_{22}$ , est donc supposé déterminé par un marchandage bilatéral de Nash entre chaque chômeur non indemnisé et chaque entreprise<sup>2</sup>. En cas d'accord, l'individu obtient  $E_{22}$ . En cas de désaccord, il continue de recevoir  $B$ , la valeur actualisée du chômage non indemnisé, qui constitue son « point de menace ». L'entreprise, quant à elle, obtient  $J_{22}$  en cas d'accord et son point de menace est  $V_{22}$ . Par conséquent,  $w_{22}$  est la solution du programme :

$$\max_{\{w_{22}\}} (E_{22} - B)^\beta (J_{22} - V_{22})^{1 - \beta} \quad (20)$$

où  $\beta$  est le pouvoir de marchandage de l'individu.

Le salaire d'équilibre s'écrit après calculs (annexe B) :

$$w_{22} = \beta y_2 + \frac{r+p}{r} (1 - \beta) b + \frac{r+p}{r} \beta \gamma_{22} \theta_2 + \beta p J_1 - (1 - \beta) p E_1 \quad (21)$$

Le salaire négocié ( $w_{22}$ ) est logiquement une fonction croissante de la productivité ( $y_2$ ). Il dépend positivement de la générosité de l'allocation chômage d'assistance ( $b$ ), qui améliore le point de menace de l'individu. Le salaire augmente aussi avec la tension sur le marché du travail ( $\theta_2$ ). En effet, sur un marché du travail plus tendu, le chômeur est plus exigeant car il sait qu'en cas d'échec il pourra facilement rencontrer d'autres entreprises. Enfin, comme l'entreprise et le travailleur tiennent compte, dans leur négociation, de la possible transformation du CDD en CDI, le salaire négocié dépend de la valeur pour chacun d'un emploi en CDI ( $E_1$  et  $J_1$ ). Ainsi, une valeur élevée associée à un CDI pour une entreprise (pour un travailleur) affaiblit la position de l'entreprise (du travailleur) dans la négociation et tend à augmenter (réduire) le salaire.

1. Ainsi, l'enquête Sortants du RMI de l'INSEE montre que 9,9 % des anciens allocataires de décembre 1996 employés en CDD ou intérim en janvier 1998 perçoivent moins de 2 500 F par mois, 11,4 % entre 2 500 et 3 500 F, 18 % entre 3 500 et 5 000 F, 23,2 % entre 5 000 et 5 500 F, 32,9 % entre 5 500 et 7 500 F, et 4,6 % plus de 7 500 F. Si les salaires horaires sont plus concentrés autour du SMIC que les salaires mensuels, c'est peut-être que pour les anciens chômeurs non indemnisés, la négociation porte autant sur le temps de travail que sur le salaire horaire.

2. Le salaire des employés en CDD anciens chômeurs indemnisés ( $w_{21}$ ), lui, est supposé exogène, de même que leur probabilité de trouver ce type d'emploi.

**Emplois en CDI**

Le salaire des CDI est aussi supposé résulter d'un marchandage de Nash bilatéral.  $w_1$  est donc la solution du programme :

$$\max_{\{w_1\}} (E_1 - U)^\beta (J_1 - V_1)^{1 - \beta} \tag{22}$$

La condition du premier ordre est donnée par :

$$\beta \frac{\partial E_1}{\partial w_1} (J_1 - V_1) + (1 - \beta) (E_1 - U) \frac{\partial J_1}{\partial w_1} = 0 \tag{23}$$

Après calculs (annexe B), on obtient :

$$\begin{aligned} w_1 \varphi [1 - (1 - \beta) r p \mu \tau] &= (1 - \beta) r [a (1 + p s_1 \mu \tau) + \varphi (r + s_1) \mu \tau w_{21}] \\ &+ \beta y_1 \varphi + r \beta \gamma_1 \theta_1 (1 + p s_1 \mu \tau) \\ &+ [\beta \gamma_{22} \theta_2 + (1 - \beta) b] [d + p s_1 d \mu \tau + \varphi s_2 (r + s_1) \mu \tau] \end{aligned} \tag{24}$$

où

$$\varphi \equiv r + d + \mu \quad \text{et} \quad \tau \equiv \frac{1}{\varphi (r + s_2 + p) (r + s_1) - \mu p s_1}$$

**Équilibre**

L'équilibre est obtenu en utilisant les conditions de libre-entrée des entreprises, les équations décrivant la valeur des différents états pour les agents [(9) à (17)] ainsi que les solutions des marchandages de Nash. La fonction d'appariement est supposée Cobb-Douglas avec un paramètre égal à 1/2 ( $q(\theta_i) = \theta_i^{-1/2}$ ). On détermine d'abord la tension sur le marché du travail des CDD ( $\theta_2$ ) en fonction de la situation sur le marché du travail des CDI ( $\theta_1$ ), puis  $\theta_1$  en fonction de  $\theta_2$  (annexe B). En remplaçant  $\theta_2$  par sa valeur en  $\theta_1$ , on obtient alors la tension sur le marché du travail des CDI ( $\theta_1$ ) en fonction des paramètres du modèle ( $p, d, \gamma_1, \gamma_{22}, y_1, y_2, \mu, s_1$  et  $s_2$ ).

Pour calculer le nombre d'individus dans chaque état, il suffit d'imposer les conditions de stationnarité  $\dot{e}_1 = \dot{e}_{21} = \dot{e}_{22} = \dot{u}_2 = 0$  dans (4) à (8) :

$$e_1 = \frac{(s_2 + p) (d + \theta_1 q(\theta_1) + \mu) p \theta_2 q(\theta_2) n}{D(\theta_1, \theta_2)}$$

$$e_{21} = \frac{\mu p \theta_2 q(\theta_2) s_1 n}{D(\theta_1, \theta_2)}$$

$$e_{22} = \frac{\theta_2 q(\theta_2) [(d + \mu) (s_2 + p) - \mu p] s_1 n}{D(\theta_1, \theta_2)}$$

$$u_1 = \frac{p (s_2 + p) \theta_2 q(\theta_2) s_1 n}{D(\theta_1, \theta_2)}$$

où

$$D(\theta_1, \theta_2) \equiv \theta_2 q(\theta_2) (s_2 + p) (s_1 (d + \mu + p) + p [d + \theta_1 q(\theta_1) + \mu]) \\ + s_1 (s_2 + p) [(d + \mu)(s_2 + p) - \mu p]$$

## Bien-être

On s'intéresse maintenant aux conséquences sur le bien-être de la combinaison de l'assurance et de l'assistance dans l'indemnisation du chômage. Il faut d'abord préciser le mode de financement de ces deux régimes. Pour rester proche du cas français, le montant total d'allocations d'assistance versées ( $bu_2$ ) est supposé financé par une taxe proportionnelle ( $t_0$ ) sur les revenus des employés en CDI ( $w_1$ , en nombre  $e_1$ ), sur ceux des employés en CDD ( $w_{21}$  et  $w_{22}$ , en nombre  $e_{21}$  et  $e_{22}$ , respectivement) et sur ceux des chômeurs du régime d'assurance ( $a$ , en nombre  $u_1$ ). Le régime d'assistance doit donc vérifier la contrainte budgétaire suivante :

$$bu_2 = t_0 (w_1 e_1 + w_{21} e_{21} + w_{22} e_{22} + au_1)$$

D'où le taux d'imposition  $t_0$  :

$$t_0 = \frac{bu_2}{w_1 e_1 + w_{21} e_{21} + w_{22} e_{22} + au_1}$$

Le montant total des allocations chômage ( $au_1$ ), quant à lui, est supposé financé par une taxe proportionnelle ( $t_1$ ) sur les revenus des seuls employés. La contrainte budgétaire que doit vérifier le régime d'assurance s'écrit donc :

$$t_1 = \frac{au_1}{w_1 e_1 + w_{21} e_{21} + w_{22} e_{22}}$$

Il faut préciser que les taxes  $t_0$  et  $t_1$  sont introduites *ex post* pour permettre l'équilibre budgétaire des deux systèmes d'indemnisation. Les agents sont donc supposés myopes et incapables de prendre en compte l'endogénéité des taxes dans leur comportement d'offre de travail. La bonne modélisation du financement des deux régimes nécessiterait bien sûr d'introduire les taxes dans le marchandage salarial entre les travailleurs et les entreprises. Mais la prise en compte des taxes se heurte à de grandes difficultés analytiques. En outre, Rocheteau [1999] a montré que l'existence d'équilibres multiples est une propriété générique des modèles d'appariement quand le budget du gouvernement doit être équilibré. L'introduction des taxes dans le marchandage conduirait donc à une multiplicité d'équilibres, ce qui pose le problème du choix de l'équilibre. Pour ces deux raisons, les agents sont supposés myopes. Dans la suite de l'article, l'analyse des effets, sur le bien-être, des réformes des règles d'indemnisation du chômage ou de la législation sur les contrats temporaires se fera donc sous cette hypothèse, insatisfaisante, de myopie.

Enfin, dans l'analyse du bien-être, en plus de la fonction d'utilité instantanée linéaire utilisée précédemment [ $u(x) = x$ ], on utilisera aussi la fonction logarithmique [ $u(x) = \log x$ ]. Dans ce dernier cas, l'utilité marginale du revenu

est décroissante, ce qui est plus logique qu'une utilité marginale constante<sup>1</sup>. L'utilité instantanée des allocataires du RMI est donc égale à  $u[b]$  et celle des chômeurs indemnisés à  $u[a(1-t_0)]$ . L'utilité des employés en CDD est  $u[w_{2i}(1-t_0-t_1)]$  avec  $i=1,2$  et celle des employés en CDI  $u[w_1(1-t_0-t_1)]$ .

On peut alors réécrire les équations (9) à (13) pour prendre en compte *ex post* les contraintes budgétaires et une fonction d'utilité éventuellement non linéaire :

$$r\tilde{U} = u[a(1-t_0)] + \theta_1 q(\theta_1) (\tilde{E}_1 - \tilde{U}) + d(\tilde{B} - \tilde{U}) + \mu(\tilde{E}_{21} - \tilde{U})$$

$$r\tilde{B} = u[b] + \theta_2 q(\theta_2) (\tilde{E}_{22} - \tilde{B})$$

$$r\tilde{E}_1 = u[w_1(1-t_0-t_1)] + s_1(\tilde{U} - \tilde{E}_1)$$

$$r\tilde{E}_{22} = u[w_{22}(1-t_0-t_1)] + p(\tilde{E}_1 - \tilde{E}_{22}) + s_2(\tilde{B} - \tilde{E}_{22})$$

$$r\tilde{E}_{21} = u[w_{21}(1-t_0-t_1)] + p(\tilde{E}_1 - \tilde{E}_{21}) + s_2(\tilde{B} - \tilde{E}_{21})$$

Ce système de cinq équations à cinq inconnues ( $\tilde{U}$ ,  $\tilde{B}$ ,  $\tilde{E}_1$ ,  $\tilde{E}_{22}$  et  $\tilde{E}_{21}$ ) se résout *ex post* à l'aide des valeurs des variables à l'équilibre. On peut alors faire une analyse en statique comparée des variations du bien-être des différents groupes d'agents.

La fonction de bien-être social choisie est utilitariste :

$$W = u_1 \tilde{U} + u_2 \tilde{B} + e_1 \tilde{E}_1 + e_{21} \tilde{E}_{21} + e_{22} \tilde{E}_{22}$$

Enfin, la mesure de bien-être pour les entreprises s'écrit, à une constante près :

$$W_F \equiv \frac{e_1}{e_1 + e_2} \frac{\gamma_1}{q(\theta_1)} + \frac{e_{22}}{e_1 + e_2} \frac{\gamma_{22}}{q(\theta_2)}$$

## ESTIMATION ET CALIBRATION

Le modèle ne pouvant être résolu analytiquement, les effets d'une réforme du système d'indemnisation du chômage en France doivent être simulés. La solution la plus simple consisterait à choisir des paramètres reproduisant les principales caractéristiques du marché du travail français. Ce n'est pas celle qui est envisagée. Plutôt que de simplement calibrer le modèle, la plupart des variables et des paramètres seront estimés à partir de la version française du Panel européen des ménages. Cette enquête interroge successivement de 1994 à 1998 le même groupe de personnes représentatives de la population française sur leur trajectoire professionnelle. Elle fournit en particulier un calendrier mensuel

1. La prise en compte d'une fonction d'utilité logarithmique dans le modèle principal rend l'analyse trop compliquée.

d'activité entre janvier 1993 et décembre 1998 distinguant trois états : emploi temporaire (CDD, intérim ou emplois aidés), emploi en CDI et chômage<sup>1</sup>.

Au sein de ce dernier état, le modèle distingue deux cas. Un individu au chômage après un CDD n'a pas droit à l'allocation d'assurance ou n'y a droit que pour une durée très limitée. Un individu qui entre au chômage après un CDI a droit à une longue durée d'indemnisation par l'assurance chômage. Si l'épisode de chômage se prolonge au-delà, l'individu se retrouve au chômage non indemnisé. Pour se conformer au modèle, il faut donc distinguer, pour les personnes au chômage après un CDI, les périodes avec et sans indemnisation.

La solution la plus simple serait d'utiliser le calendrier mensuel de perception de revenus qui distingue rémunération du travail, allocations chômage et RMI. Ce calendrier mensuel de perception de revenus pose cependant deux problèmes. D'une part, l'allocation spécifique de solidarité (ASS), qui relève de la solidarité, est déclarée avec l'allocation unique dégressive (AUD), qui relève de l'assurance chômage. Surtout, la part des chômeurs percevant l'AUD ou l'ASS est très nettement sous-représentée<sup>2</sup>. En raison de ces importantes erreurs de déclaration, on choisit de reconstituer, à partir de la trajectoire professionnelle passée, les droits à l'assurance chômage. En effet, la durée d'indemnisation par l'assurance chômage dépend de deux variables : la durée cumulée en emploi au cours d'une période de référence précédant la perte d'emploi (8, 12 ou 24 mois) et l'âge (annexe A). La première variable peut être calculée à partir du calendrier mensuel d'activité et la deuxième est connue. En appliquant les règles de l'assurance chômage, on peut donc reconstituer le profil d'indemnisation des chômeurs du Panel européen, dès que la trajectoire professionnelle au cours des vingt-quatre derniers mois est connue. L'estimation de l'intensité de transition ne devrait donc porter que sur les épisodes de chômage qui commencent après janvier 1995. Mais, en pratique, beaucoup d'épisodes de chômage commençant après janvier 1994 peuvent être reconstitués<sup>3</sup>. Pour les autres, nous n'avons d'autre choix que d'utiliser les déclarations des chômeurs dans le calendrier mensuel de revenu. Aussi, les estimations porteront sur la période janvier 1994-

---

1. On choisit d'utiliser le Panel européen qui suit les individus sur six ans (de janvier 1993 à décembre 1998), plutôt que l'enquête Emploi qui ne les suit que sur trois ans. En effet, le calcul des droits à l'assurance chômage nécessite de connaître la trajectoire professionnelle au cours des vingt-quatre derniers mois. Le Panel européen permet donc de suivre les transitions sur quatre ans, contre un pour l'enquête Emploi, ce qui motive notre choix.

2. Entre 1994 et 1998, elle est en moyenne de 39 % dans le Panel européen contre 55,7 % d'après l'Unedic (*Bulletin de liaison*). Une partie de cet écart s'explique par la différence de définition du chômage. En effet, dans l'enquête, le chômage est déclaratif, alors que l'Unedic définit comme chômeurs les demandeurs d'emploi de catégories 1, 2 et 3 (auxquelles s'ajoutent les catégories 4, 5 et 6 depuis 1995) et les dispensés de recherche d'emploi. Mais la majeure partie de l'écart vient de la non-déclaration des allocations chômage dans l'enquête.

3. Par exemple, toute personne qui cumule au moins quatorze mois d'emploi sur au plus vingt-quatre mois a droit à trente mois d'indemnisation si elle a moins de 50 ans, et quarante-cinq sinon. On sait aussi qu'un chômeur qui cumule au moins quatre (respectivement huit) mois d'emploi au cours des huit (respectivement douze) derniers mois et qui reste au chômage au plus quatre mois (respectivement quinze s'il a moins de 50 ans et vingt et un sinon) a droit à l'assurance chômage tout au long de l'épisode de chômage.

décembre 1998, l'année 1993 servant à reconstituer la trajectoire professionnelle avant l'entrée au chômage.

Au total, les individus se trouvent chaque mois dans un des quatre états suivants : le chômage indemnisé par l'assurance chômage, le chômage non indemnisé, l'emploi en CDD et l'emploi en CDI. Le modèle développé précédemment est en temps continu, alors que les données sont en temps discret. Il conviendrait donc d'estimer les intensités de transition d'un processus markovien homogène en temps continu à partir de données en temps discret (Fougère et Kamionka [1992])<sup>1</sup>.

En fait, dans le cas de données mensuelles, on peut procéder plus simplement car l'estimateur du maximum de vraisemblance de la probabilité de transition entre deux états est une bonne approximation de l'estimateur du maximum de vraisemblance de l'intensité de transition. On utilisera donc cet estimateur de la probabilité mensuelle de transition<sup>2</sup>. Soient  $n_i(t-1)$  le nombre d'individus dans l'état  $i$  ( $i = 1, \dots, 4$ ) à la date  $t-1$  et  $n_{i,j}(t)$  le nombre d'individus qui étaient dans l'état  $i$  à la date  $t-1$  et sont dans l'état  $j$  à la date  $t$ . Alors l'estimateur du maximum de vraisemblance de la probabilité mensuelle de transition entre les états  $i$  et  $j$  est :

$$\hat{p}_{i,j} = \frac{\sum_{t=1}^T n_{i,j}(t)}{\sum_{t=1}^T n_i(t-1)}$$

Le tableau 1 donne ainsi le taux de séparation des emplois en CDI et CDD ( $s_1$  et  $s_2$ ), le taux de transformation des CDD en CDI ( $p$ ), la probabilité pour un chômeur indemnisé de trouver un CDI ( $\theta_1^{1/2}$ ) et celle de trouver un CDD ( $\mu$ ), la probabilité pour un chômeur non indemnisé de trouver un CDD ( $\theta_2^{1/2}$ ), et la probabilité pour un chômeur indemnisé de devenir non indemnisé ( $d$ )<sup>3</sup>. Sans

1. Soient  $q_{i,j}$  l'intensité de transition entre les états  $i$  et  $j$  et  $p_{i,j}(s, s+t)$  la probabilité d'être dans l'état  $j$  à la date  $s+t$  conditionnellement au fait d'être dans l'état  $i$  à la date  $s$ . Comme le processus markovien est supposé homogène dans le temps,  $p_{i,j}(s, s+t) = p_{i,j}(0, t)$ , qu'on note  $p_{i,j}(t)$ . Alors, par définition,  $q_{i,j} = \lim_{t \rightarrow 0} p_{i,j}(t)$ . Si  $Q$  dénote la matrice (4,4) dont les composants sont les  $q_{i,j}$  et  $P(t)$  celle dont les composants sont les  $p_{i,j}(t)$ , il existe une relation entre  $Q$  et  $P(t)$  :  $P(t) = \exp(Qt)$ , avec  $t = 30$  dans le cas de données mensuelles. Soit  $\hat{P}(t)$  l'estimateur du maximum de vraisemblance de  $P(t)$ . Alors si  $\hat{Q}$  est une solution de  $\hat{P}(t) = \exp(\hat{Q}t)$ ,  $\hat{Q}$  est un estimateur du maximum de vraisemblance de  $Q$ . Plusieurs problèmes peuvent cependant se poser : cette équation peut avoir plus d'une solution ; elle n'a pas toujours une solution consistante avec l'hypothèse d'un processus de Markov homogène. Cependant, si  $\hat{P}(t)$  est diagonalisable et a quatre valeurs propres réelles positives ( $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$ ), on obtient :  $\hat{Q} = \ln \hat{P}(t) = A \text{diag}(\ln \lambda_1, \ln \lambda_2, \ln \lambda_3, \ln \lambda_4) A^{-1}$ , où les colonnes de  $A$  sont les vecteurs propres associés. Le problème ici est que la diagonalisation de la matrice (4,4)  $\hat{P}(t)$  ne donne pas forcément des valeurs propres réelles.

2. Bonnal, Fougère et Serandon [1997] procèdent ainsi avec les données mensuelles de l'enquête Suivi des chômeurs.

3. Rappelons que, pour un chômeur donné, le nombre de mois d'assurance chômage auquel il a droit dépend de son âge et de sa trajectoire professionnelle passée. La perte

surprise, les employés en CDD risquent beaucoup plus que les employés en CDI de devenir chômeurs le mois suivant. C'est le cas pour 5,1 % des premiers, contre 0,3 % des seconds. Pour les employés en CDD, le risque de perdre leur emploi le mois suivant est d'ailleurs plus élevé que la chance de le voir transformé en CDI (5,1 % contre 2,8 %).

Tableau 1. Les probabilités mensuelles de transition

(en %)

$s_1$	$s_2$	$\theta_1^{1/2}$	$\theta_2^{1/2}$	$\mu$	$p$	$d$
0,3	5,1	2,0	6,4	2,4	2,8	2,8

Source : Panel européen, 1994-1998, INSEE.

Plus surprenant, les chômeurs indemnisés par l'assurance chômage sortent moins rapidement du chômage que les non-indemnisés : 4,4 % (soit  $\theta_1^{1/2} + \mu$ ) des premiers trouvent un emploi le mois suivant contre 6,4 % des seconds. En outre, quand les chômeurs indemnisés trouvent un emploi, il s'agit un peu plus souvent d'un CDD que d'un CDI. Enfin, le risque de perte des droits à l'assurance chômage est faible : seuls 2,8 % des chômeurs indemnisés sont dans ce cas chaque mois. Ce dernier résultat s'explique par la définition du chômage indemnisé adoptée dans le modèle : les très courtes durées d'indemnisation ne sont pas comptées comme du chômage indemnisé.

Le modèle prévoit sept transitions possibles entre les quatre états (fig. 1). En particulier, il ne prévoit pas qu'un employé en CDI puisse devenir chômeur non indemnisé. Les données confirment que ce cas ne se produit presque jamais. Le modèle ne prévoit pas non plus qu'un chômeur non indemnisé puisse trouver un CDI. Or un emploi sur huit trouvé le mois suivant par un chômeur non indemnisé est un CDI. Une manière de traiter ce problème est de supposer que l'emploi obtenu est un CDD transformé le mois suivant en CDI<sup>1</sup>.

Une manière de tester la validité de ces hypothèses est de simuler, à partir des probabilités de transition estimées, le taux de chômage, la part du chômage indemnisé dans le chômage total et la part des emplois en CDD dans l'emploi total, et de les comparer avec leurs vraies valeurs entre 1994 et 1998<sup>2</sup>. Au total, le modèle reproduit relativement bien le marché du travail en France (tableau 2). La part des CDD simulée est proche de la part observée (7,7 %). Le taux de chômage simulé est un peu faible par rapport à sa vraie valeur (12 %). Ces différences peuvent venir du modèle (qui laisse de côté certains éléments) ou des données (le phénomène d'attrition ne touche pas aléatoirement la population

de ses droits à l'assurance chômage est donc un événement déterministe. Mais le modèle d'appariement développé précédemment est un modèle macroéconomique. L'individu considéré dans le modèle est donc un individu moyen et sa perte des droits à l'assurance chômage peut être supposée aléatoire.

1. On surestime donc un peu le taux de transformation des CDD en CDI.

2. Le taux de chômage observé et la part des emplois temporaires sont calculés à partir des enquêtes Emploi de mars 1994 à mars 1998 (voir Brunet et Mercier [1998] pour les résultats). Pour calculer la part observée des chômeurs indemnisés, on utilise les chiffres annuels fournis par l'UNÉDIC de 1994 à 1998 (*Bulletin de liaison*).

enquêtée : il touche davantage les personnes en situation précaire). Enfin, comme notre définition du chômage indemnisé privilégie les données longues et ne correspond pas à la définition officielle, la part simulée du chômage indemnisé dans le chômage total ne peut pas être directement comparée à la part observée (43,7 %). Il faut enlever de la statistique officielle les chômeurs indemnisés pour de très courtes périodes (filière 1) dont la part s'est accrue entre 1994 et 1998<sup>1</sup>.

Tableau 2. *Les données simulées*  
1994-1998

(en %)

$u$	$\frac{u_1}{u}$	$\frac{e_2}{e}$
10,14	34,3	7,2

Pour chaque année, le Panel européen fournit de l'information sur le salaire mensuel net moyen et le montant mensuel moyen de l'allocation chômage d'assurance.  $w_1$  est estimé sur les personnes en CDI après un épisode de chômage indemnisé,  $w_{21}$  sur les personnes en CDD après un épisode de chômage indemnisé et  $w_{22}$  sur les personnes en CDD après un épisode de chômage non indemnisé<sup>2</sup>. Le salaire des employés en CDI est bien supérieur à celui des employés en CDD (tableau 3). Au sein même des employés en CDD, les anciens chômeurs indemnisés négocient de meilleurs salaires que les anciens chômeurs non indemnisés. Le salaire de ces derniers se révèle d'ailleurs inférieur au SMIC mensuel à temps plein (qui vaut en moyenne 801 euros sur la période 1994-1998). Une part non négligeable des emplois obtenus par les chômeurs non indemnisés est donc à temps partiel. Enfin, le montant mensuel du RMI sur la période 1994-1998 est en moyenne de 366 euros.

Tableau 3. *Les revenus*

(en euros)

$w_1$	$w_{21}$	$w_{22}$	$a$	$b$
1 107	931	785	727	366

Source : Panel européen, 1994-1998, INSEE.

En revanche, le Panel européen ne donne d'information ni sur le coût d'une vacance d'emploi pour les entreprises,  $\gamma_1$  et  $\gamma_{22}$ , ni sur la productivité des

1. Les entrées dans la filière 1 sont passées de 8,9 % des entrées à l'assurance chômage en 1994 à 13 % en 1999.

2. Le Panel européen ne permet pas de distinguer le salaire avant et après un épisode de chômage au cours de la même année. Ce n'est pas un problème si l'emploi qui suit la période de chômage est du même type que celui qui précède. Par contre, si la même année un employé en CDI devient d'abord chômeur puis employé en CDD, il n'est pas possible de distinguer le salaire en CDI du salaire en CDD. Si la reprise d'emploi n'a pas lieu la même année que la perte, le problème ne se pose pas.

travailleurs en CDI et en CDD,  $y_1$  et  $y_2$ , ni sur le taux d'intérêt, ni sur le pouvoir de marchandage des travailleurs. On fait l'hypothèse que  $r = 0,01$ . Alors, si le modèle est vrai, les variables  $\gamma_1$ ,  $\gamma_{22}$ ,  $y_1$ ,  $y_2$  et  $\beta$  peuvent s'écrire comme des fonctions des paramètres exogènes ( $a, b, r$ ), des probabilités de transition ( $s_1, s_2, p, d, \mu, \theta_1^{1/2}$  et  $\theta_2^{1/2}$ ) et des salaires ( $w_1, w_{21}$  et  $w_{22}$ ). Une fois les paramètres exogènes connus, les probabilités de transition estimées et les salaires observés, on peut donc en déduire le coût d'une vacance d'emploi, la productivité et le pouvoir de marchandage (tableau 4).

Tableau 4. Les paramètres déduits

(en euros)

$\gamma_1$	$\gamma_{22}$	$y_1$	$y_2$	$\beta$
1 136,33	182,21	1 166,66	775	0,825

Le coût de la vacance d'un CDI se révèle supérieur à celui de la vacance d'un CDD, et la productivité d'un travailleur en CDI plus élevée que celle d'un travailleur en CDD. Le pouvoir de marchandage du travailleur déduit du modèle vaut  $\beta = 0,825$  : le surplus dégagé par un emploi occupé se révèle donc être réparti inégalement entre l'entreprise et le travailleur, au profit de ce dernier. Comme l'élasticité de la fonction d'appariement par rapport au taux de chômage est égale à  $1/2$ , on en déduit que la production agrégée n'est pas au maximum et l'économie pas à l'optimum (Hosios [1990]). L'inefficacité dans l'économie provient donc de deux sources : d'une part l'existence d'outils redistributifs (allocations chômage) et, d'autre part, la différence entre la part du surplus qui revient aux travailleurs et l'élasticité de la fonction d'appariement par rapport au taux de chômage.

## L'IMPACT DE DIFFÉRENTES RÉFORMES DE L'INDEMNISATION DU CHÔMAGE ET DE LA LÉGISLATION SUR LES EMPLOIS TEMPORAIRES

Une fois le modèle calibré pour reproduire les principales caractéristiques du marché du travail français, il devient possible de simuler différentes réformes du système d'indemnisation du chômage et de la législation sur les contrats temporaires. On s'intéresse en particulier aux effets quantitatifs sur les salaires, le taux de chômage, le taux de couverture par le système contributif, la part des emplois en CDD et le bien-être des agents.

### Une augmentation de 10 % de l'allocation d'assistance (RMI)

Une hausse du montant du RMI ( $b$ ) de 10 % (soit 36,6 euros par mois, tableau 5) améliore le point de menace des allocataires du RMI négociant un emploi en CDD ( $B$ ) et leur permet d'obtenir un salaire ( $w_{22}$ ) plus élevé. L'ouverture de postes en CDD devient donc moins rentable pour les entreprises ( $\theta_2^{1/2}$  diminue de 3,36 %), ce qui à l'équilibre limite l'augmentation de  $w_{22}$  à

0,6 %. La hausse du RMI affecte aussi l'autre segment du marché du travail, celui des employés en CDI et des chômeurs indemnisés. En effet, un chômeur indemnisé arrivant à la fin de ses droits à l'assurance (ce qui se produit avec une probabilité  $d$ ) perçoit une allocation d'assistance désormais plus généreuse. Le revenu qu'il escompte du chômage indemnisé ( $U$ ) s'accroît donc, ce qui améliore sa position dans le marchandage salarial. Il peut ainsi obtenir un salaire  $w_1$  un peu plus élevé (+ 0,03 %), ce qui réduit la demande de travail en CDI ( $\theta_1^{1/2}$  diminue de 0,73 %).

Le nombre de chômeurs allocataires du RMI ( $u_2$ ) augmente de façon importante (+ 3,41 %) en raison de la baisse du nombre de postes en CDD ouverts. Les chômeurs indemnisés sont légèrement moins nombreux (- 0,06 %). En effet, comme le nombre d'employés en CDI diminue, moins d'entre eux perdent leur emploi et entrent à l'assurance chômage. Il s'agit donc d'un « effet de flux ». Au total, la hausse de 10 % du RMI a un impact limité sur le taux de chômage qui augmente de 2,23 % (soit 0,226 point). Enfin, elle diminue légèrement (- 0,01 %) la proportion de CDI dans l'emploi total ( $e_1 / e$ ) et plus fortement (- 2,24 %) la part de chômeurs indemnisés ( $u_1 / u$ ).

Tableau 5. Une hausse de 10 % de l'allocation d'assistance  
- effets sur l'emploi

(en %)

$b$ (euros)	$\theta_1^{1/2}$	$\theta_2^{1/2}$	$w_1$ (euros)	$w_{22}$ (euros)
366	2,014	6,351	1 123,83	718,97
402,6	1,999	6,138	1 124,14	723,27

$b$ (euros)	$u_1$	$u_2$	$u$	$\frac{e_1}{e}$	$\frac{u_1}{u}$
366	3,468	6,701	10,169	92,831	34,104
402,6	3,466	6,929	10,395	92,817	33,340

Le tableau 6 présente les effets de cette mesure sur le bien-être des différents types d'agents. La situation des allocataires du RMI s'améliore puisque le montant de leur allocation est plus élevé. Cependant, la baisse de la demande de travail réduit leurs chances de trouver un emploi. L'amélioration du bien-être reste donc modeste ( $\bar{B}$  augmente de 0,23 %). Les chômeurs indemnisés voient aussi leur situation s'améliorer (puisque'ils deviennent allocataires du RMI avec probabilité  $d$ ) mais dans une moindre mesure, car ils doivent financer l'augmentation du RMI. Les employés en CDD sont également dans une meilleure situation, puisqu'en cas de perte d'emploi ils deviennent allocataires du RMI. En revanche, la situation des employés en CDI se détériore légèrement : ils doivent payer plus d'impôts pour financer la hausse du RMI et ne bénéficient de cette allocation qu'avec une faible probabilité. Au total, le bien-être social utilitariste ( $W$ ) croît faiblement avec la générosité de l'allocation d'assistance quand la

fonction d'utilité des individus est logarithmique<sup>1</sup>. En effet, les individus dont la situation s'améliore sont les plus pauvres, ceux pour qui l'utilité marginale du revenu est la plus élevée. Enfin, la situation des entreprises se détériore, puisqu'elles doivent payer des salaires plus élevés.

Tableau 6. Une hausse de 10 % de l'allocation d'assistance  
– effets sur le bien-être

(en euros)						
$b$	$\tilde{B}$	$\tilde{U}$	$\tilde{E}_2$	$\tilde{E}_1$	$W$	$W_F$
366	75,403	76,430	76,309	78,268	77,886	264,887
402,6	75,573	76,508	76,407	78,264	77,897	262,665

L'inefficacité dans l'économie provient, on l'a vu précédemment, de l'existence des allocations chômage et de la différence entre la part du surplus qui revient aux travailleurs et l'élasticité de la fonction d'appariement par rapport au taux de chômage. Cette deuxième source d'inefficacité a-t-elle un impact sur les effets qualitatifs de l'augmentation du RMI ? Cet impact se révèle très limité. En effet, la simulation de la même réforme dans le cas où le surplus est partagé également entre l'entreprise et le travailleur ( $\beta = 1/2$ ) donne les mêmes résultats qualitatifs à deux exceptions près : le nombre de chômeurs indemnisés augmente légèrement au lieu de diminuer ; le revenu escompté d'un emploi en CDI augmente au lieu de diminuer.

### Une augmentation de 10 % de l'allocation chômage d'assurance

Une hausse de l'allocation chômage d'assurance renforce le point de menace des chômeurs indemnisés ( $U$ ) dans le marchandage salarial. Ils négocient donc un meilleur salaire ( $w_1$ ) et améliorent leur revenu escompté en CDI (tableau 7). Les entreprises ont alors moins intérêt à ouvrir des postes en CDI, ce qui diminue  $\theta_1^{1/2}$  de façon importante ( $- 4,06\%$ ) et limite l'ampleur de l'augmentation de  $w_1$  ( $+ 0,15\%$ ). Le mécanisme de transmission des effets sur le reste de l'économie est le suivant. Un allocataire du RMI qui rencontre une entreprise avec un poste ouvert en CDD donne désormais plus de valeur à un accord. En effet, un emploi en CDD est transformé en CDI avec une probabilité  $p$ . Or la valeur du revenu escompté associée à un emploi en CDI ( $E_1$ ) a augmenté. La position de l'allocataire du RMI dans le marchandage salarial s'affaiblit donc et le salaire  $w_{22}$  qu'il peut négocier diminue ( $- 0,58\%$ )<sup>2</sup>. Il devient alors plus rentable pour les entreprises d'ouvrir des postes en CDD ( $\theta_2^{1/2}$  augmente de  $0,27\%$ ). La hausse du

1. En revanche, si les individus ont une fonction d'utilité linéaire ( $u(x) = x$ ), le bien-être social utilitariste diminue de  $0,21\%$ .

2. Ce type de mécanisme (effet d'éligibilité) a été identifié pour la première fois par Mortensen [1977] dans un modèle de recherche. En effet, au fur et à mesure que le montant de l'allocation chômage augmente, les individus qui ne reçoivent pas d'allocation sont plus fortement incités à devenir employés car leur revenu futur après une éventuelle perte de cet emploi sera plus élevé. Cet effet va donc dans le sens d'une diminution du salaire de réserve de ces individus.

nombre de CDD et la baisse du nombre de CDI font diminuer la proportion de CDI dans l'emploi total  $\left(\frac{e_1}{e}\right)$ . Enfin, le chômage total croît de 0,8 %.

Tableau 7. Une hausse de 10 % de l'allocation d'assurance  
– effets sur l'emploi

(en euros)

$a$ (euros)	$\theta_1^{1/2}$	$\theta_2^{1/2}$	$w_1$ (euros)	$w_{22}$ (euros)
727	2,014	6,351	1 123,83	718,97
799,7	1,932	6,368	1 125,57	714,82

$a$ (euros)	$u_1$	$u_2$	$u$	$\frac{e_1}{e}$	$\frac{u_1}{u}$
727	3,468	6,701	10,169	92,831	34,104
799,7	3,502	6,748	10,250	92,754	34,164

Les gagnants et les perdants ne sont pas les mêmes que dans le cas de l'augmentation du RMI. Les chômeurs indemnisés voient leur situation s'améliorer de façon directe avec la générosité de l'assurance chômage (tableau 8). Les employés en CDI sont aussi parmi les gagnants (même s'ils doivent payer plus d'impôts pour financer cette mesure), car leur revenu est plus élevé en cas de perte d'emploi. En revanche, la situation des allocataires du RMI et celle des employés en CDD se détériorent légèrement ( $\tilde{B}$  et  $\tilde{E}_2$  diminuent tous les deux de 0,01 %) à cause de la baisse de leur salaire (potentiel ou présent). Au total, le bien-être social utilitariste augmente légèrement pour des fonctions d'utilité logarithmiques. En effet, même si la situation des plus pauvres se détériore et celle des plus riches s'améliore, la plus grande variation de bien-être se produit pour un groupe d'individus relativement pauvres (les chômeurs indemnisés)<sup>1</sup>. La situation des entreprises, quant à elle, empire.

Tableau 8. Une hausse de 10 % de l'allocation d'assurance  
– effets sur le bien-être

(en euros)

$a$	$\tilde{B}$	$\tilde{U}$	$\tilde{E}_2$	$\tilde{E}_1$	$W$	$W_F$
727	75,403	76,430	76,309	78,268	77,886	264,887
799,7	75,397	76,508	76,301	78,276	77,891	254,462

Enfin, il faut souligner que la deuxième source d'inefficacité de l'économie (la différence entre la part du surplus qui revient aux travailleurs et l'élasticité de la fonction d'appariement par rapport au taux de chômage) n'a pas d'impact sur les effets qualitatifs de l'augmentation de l'allocation d'assurance. En effet,

1. En revanche, cette réforme ne serait pas mise en œuvre si l'on prenait une fonction de bien-être social rawlsienne ou si nous nous éloignons suffisamment de la situation où le même poids est attribué au bien-être de chaque individu (c'est-à-dire le cas utilitariste).

la simulation de la même réforme dans le cas où le surplus est partagé également entre l'entreprise et le travailleur donne exactement les mêmes résultats qualitatifs.

### Un allongement de trois mois de la durée des droits à l'assurance chômage

L'allongement de la durée des droits à l'assurance prend la forme d'une baisse de la probabilité, pour un chômeur indemnisé, de perdre ses droits ( $d$ ). Les effets sur l'économie d'une baisse de  $d$  sont transmis par deux mécanismes (tableau 9). D'abord, la position des agents dans le marchandage salarial se modifie. En effet, les chômeurs indemnisés qui ne trouvent pas d'emploi mettent désormais plus de temps à perdre leurs droits à l'assurance. Comme  $B < U$ , le revenu qu'ils escomptent du chômage s'accroît, leur position dans le marchandage en sort renforcée et ils négocient un meilleur salaire ( $w_1$ ). Les entreprises ouvrent alors moins de postes en CDI ( $\theta_1^{1/2}$  diminue de 0,99 %). Les CDD étant transformés en CDI avec une probabilité  $p$ , une valeur plus élevée d'un CDI pour le travailleur renforce la position de l'entreprise lors du marchandage du salaire des CDD :  $w_{22}$  diminue donc. Le second mécanisme de transmission des effets de l'allongement de la durée des droits correspond à un « effet de flux » pur. Les chômeurs indemnisés perdant moins rapidement leurs droits, ils deviennent plus nombreux. La conséquence est que plus de chômeurs indemnisés retrouvent un emploi en CDI, alors même que la probabilité de transition entre chômage indemnisé et CDI ( $\theta_1^{1/2}$ ) diminue. L'allongement de trois mois de la durée des droits à l'assurance accroît donc la part des emplois en CDI dans l'emploi total. La hausse de la demande de travail pour des CDD (baisse de la demande de travail pour des CDI) et l'effet de flux expliquent la baisse du nombre d'allocataires du RMI (hausse du nombre de chômeurs indemnisés). Au total, le taux de chômage diminue très légèrement (- 0,06 %, soit - 0,006 point).

Tableau 9. Un allongement de trois mois des droits à l'assurance  
- effets sur l'emploi

(en %)

$d$	$\theta_1^{1/2}$	$\theta_2^{1/2}$	$w_1$ (euros)	$w_{22}$ (euros)
2,8	2,014	6,351	1 123,83	718,97
2,583	1,994	6,363	1 124,25	717,77

$d$	$u_1$	$u_2$	$u$	$\frac{e_1}{e}$	$\frac{u_1}{u}$
2,8	3,468	6,701	10,169	92,831	34,104
2,583	3,588	6,575	10,163	92,892	35,307

L'allongement de la durée des droits à l'assurance améliore la situation des chômeurs indemnisés (+ 0,04 %, tableau 10). C'est logique puisqu'ils mettent plus de temps à perdre leurs droits. Le bien-être des employés en CDI progresse très légèrement : ils doivent payer plus d'impôts mais, en cas de perte d'emploi, ils ont droit à une plus longue période d'indemnisation. La situation des chô-

meurs non indemnisés et des employés en CDD ne change pas. Au total, le bien-être social utilitariste augmente faiblement (+ 0,01 %) <sup>1</sup> et la situation des entreprises se dégrade (- 0,91 %).

Tableau 10. *Un allongement de trois mois des droits à l'assurance – effets sur le bien-être*

(en euros)

$d$ (%)	$\bar{B}$	$\bar{U}$	$\bar{E}_2$	$\bar{E}_1$	$W$	$W_F$
2,8	75,403	76,430	76,309	78,268	77,886	264,887
2,583	75,405	76,457	76,313	78,274	77,895	262,468

Enfin, notons que la simulation de la même réforme, dans le cas où le surplus est partagé également entre l'entreprise et le travailleur, donne les mêmes résultats qualitatifs à deux exceptions près : la demande de travail pour des emplois en CDD diminue au lieu d'augmenter ; le revenu escompté du chômage non indemnisé diminue au lieu d'augmenter. La deuxième source d'inefficacité dans l'économie (la différence entre la part du surplus qui revient aux travailleurs et l'élasticité de la fonction d'appariement par rapport au taux de chômage) a donc un impact limité sur les effets qualitatifs de l'allongement de la durée d'indemnisation.

### Une hausse de 10 % du taux de transformation des CDD en CDI

Le taux de transformation des CDD en CDI n'est directement contrôlable ni par le gouvernement ni par d'autres institutions. Cependant, le gouvernement peut influencer ce taux en durcissant les possibilités de renouvellement d'un CDD ou en proposant des incitations financières à la transformation des CDD en CDI. Quand plus de CDD sont transformés en CDI ( $p$  augmente), la valeur pour un individu d'être en CDD et celle pour une entreprise d'avoir pourvu un poste en CDD s'accroissent, car tous deux préfèrent à l'équilibre un CDI. L'impact de la variation de  $p$  sur le salaire des CDD ( $w_{22}$ ) est donc en principe ambigu, mais s'avère positif dans le cas français :  $w_{22}$  augmente de 0,56 % (tableau 11). Malgré cette hausse du salaire, les entreprises ouvrent plus de postes en CDD ( $\theta_2^{1/2}$  croît de 0,01 %) car la valeur d'un CDD pour l'entreprise augmente. Les allocataires du RMI trouvant un emploi en CDD plus rapidement sont dans une meilleure situation et leur nombre ( $u_2$ ) diminue. L'augmentation du nombre de postes ouverts en CDD ne compensant pas la diminution des emplois en CDD due à la transformation plus rapide des CDD en CDI (effet de flux), le nombre d'employés en CDD diminue aussi. Comme les chômeurs indemnisés ont une certaine probabilité de devenir allocataires du RMI, le revenu qu'ils escomptent du chômage indemnisé s'accroît. Leur position dans le marchandage salarial s'en voit renforcée, entraînant une hausse de  $w_1$  et une probabilité d'appariement  $\theta_1^{1/2}$  plus faible. Le nombre de chômeurs indemnisés ( $u_1$ ) augmente pour cette raison. Il augmente aussi à cause du plus grand nombre d'employés en CDI (effet

1. Avec des fonctions d'utilité linéaires, l'augmentation du bien-être social est un peu plus élevée (+ 0,07 %).

de flux). Mais au total, le taux de chômage baisse de manière importante (– 3,5 %, soit – 0,356 point). En effet, même si la diminution de la demande de travail pour les CDI fait plus que compenser la hausse de la demande pour les CDD, le taux de séparation est nettement plus faible pour les emplois en CDI qu'en CDD.

Tableau 11. Une hausse de 10 % du taux de transformation des CDD en CDI – effets sur l'emploi

(en %)

$p$	$\theta_1^{1/2}$	$\theta_2^{1/2}$	$w_1$ (euros)	$w_{22}$ (euros)
2,8	2,014	6,351	1 123,83	718,97
3,08	2,004	6,352	1 124,05	722,99

$p$	$u_1$	$u_2$	$u$	$\frac{e_1}{e}$	$\frac{u_1}{u}$
2,8	3,468	6,701	10,169	92,831	34,104
3,08	3,509	6,304	9,813	93,431	35,760

Tous les types d'agents voient leur situation s'améliorer (tableau 12) : les allocataires du RMI obtiennent plus facilement des emplois en CDD et négocient un meilleur salaire ; les chômeurs indemnisés ont un salaire espéré plus élevé ; les employés en CDD ont plus de chances de voir leur contrat transformé en CDI et perçoivent un meilleur salaire ; les employés en CDI ont des salaires plus élevés et payent moins d'impôts. Ainsi, le bien-être social utilitariste augmente légèrement dans le cas d'une fonction d'utilité logarithmique<sup>1</sup>, alors que la situation des entreprises se dégrade<sup>2</sup>.

Tableau 12. Une hausse de 10 % du taux de transformation des CDD en CDI – effets sur le bien-être

(en euros)

$p$ (%)	$\bar{B}$	$\bar{U}$	$\bar{E}_2$	$\bar{E}_1$	$W$	$W_F$
2,8	75,403	76,430	76,309	78,268	77,886	264,887
3,08	75,533	76,522	76,460	78,300	77,954	264,386

1. Dans le cas d'une utilité linéaire, les résultats vont dans le même sens, avec une augmentation du bien-être social de 0,65 %.

2. Notons que la simulation de la même réforme dans le cas où le surplus est partagé également entre l'entreprise et le travailleur donne exactement les mêmes résultats qualitatifs. La deuxième source d'inefficacité de l'économie (la différence entre la part du surplus qui revient aux travailleurs et l'élasticité de la fonction d'appariement par rapport au taux de chômage) ne modifie donc pas les effets qualitatifs de l'augmentation du taux de transformation des CDD en CDI.

## Un allongement de trois mois de la durée maximale légale des CDD

Un allongement de la durée légale des emplois en CDD prend la forme d'une diminution de  $s_2$ , le taux de séparation des emplois temporaires. Le tableau 13 représente le cas où la durée légale des CDD augmente de trois mois<sup>1</sup>. La valeur pour les entreprises d'ouvrir un poste en CDD augmente et par conséquent  $\theta_2^{1/2}$  croît (+ 1,43 %). La position des entreprises dans le marchandage salarial pour les CDD en est affaiblie, ce qui permet aux employés en CDD de négocier un meilleur salaire ( $w_{22}$  augmente de 0,84 %). La valeur associée au chômage non indemnisé (B) augmente aussi, puisque les allocataires du RMI trouvent plus facilement un emploi mieux rémunéré. L'impact sur le nombre de chômeurs non indemnisés se révèle très important, avec une baisse de 10,07 %.

Le changement de la législation sur les contrats temporaires modifie aussi la situation des individus et des entreprises sur l'autre segment du marché du travail (chômeurs indemnisés/employés en CDI). En effet, la hausse de B renforce le point de menace des chômeurs indemnisés (U), ce qui leur permet de négocier un meilleur salaire. Les entreprises ouvrent alors moins de postes en CDI ( $\theta_1^{1/2}$  diminue de 3,58 %) et le nombre de chômeurs indemnisés augmente (+ 1,63 %). Mais comme cette hausse est bien inférieure à la baisse du nombre de chômeurs non indemnisés, l'effet total sur le taux de chômage est très positif :  $u$  diminue de 6,08 % (- 0,618 point).

Tableau 13. Un allongement de trois mois de la durée maximale des CDD – effets sur l'emploi

(en %)

$s_2$	$\theta_1^{1/2}$	$\theta_2^{1/2}$	$w_1$ (euros)	$w_{22}$ (euros)
5,1	2,014	6,351	1 123,83	718,97
4,44	1,942	6,442	1 125,36	724,98

$s_2$	$u_1$	$u_2$	$u$	$\frac{e_1}{e}$	$\frac{u_1}{u}$
5,1	3,468	6,701	10,169	92,831	34,104
4,44	3,524	6,026	9,551	92,764	36,903

Tous les agents bénéficient de cette réforme, sauf les entreprises (tableau 14). Les employés en CDD ont un revenu espéré plus élevé (+ 0,27 %) puisqu'ils restent employés plus longtemps et doivent payer moins d'impôts pour financer le RMI. Les chômeurs non indemnisés en profitent aussi car ils trouvent plus facilement un emploi en CDD et obtiennent alors un meilleur revenu espéré. C'est aussi le cas pour les chômeurs indemnisés et les employés en CDI (impôts

1. Ce qui correspond ici à une diminution de 13,27 % de  $s_2$ .

plus faibles, salaires présents ou futurs plus élevés)<sup>1</sup>. Au total, le bien-être social utilitariste augmente de 0,12 %<sup>2</sup>.

Tableau 14. *Un allongement de trois mois de la durée maximale des CDD – effets sur le bien-être*

(en euros)

$s_2$ (%)	$\tilde{B}$	$\tilde{U}$	$\tilde{E}_2$	$\tilde{E}_1$	W	$W_F$
5,1	75,403	76,430	76,309	78,268	77,886	264,887
4,44	75,586	76,554	76,514	78,322	77,976	255,831

## CONCLUSION

Cinq réformes alternatives du marché du travail français sont simulées dans le cadre d'un modèle d'appariement. Trois portent sur le système d'indemnisation du chômage : l'augmentation du montant du RMI, la hausse du montant de l'allocation d'assurance et l'allongement de la durée d'indemnisation. Deux concernent la législation sur les contrats temporaires : la hausse du taux de transformation des CDD en CDI et l'allongement de la durée maximale permise pour les emplois temporaires. Les trois réformes du système d'indemnisation du chômage ont des conséquences opposées sur le bien-être des différents agents et sur la part des CDI dans l'emploi total. Les deux réformes de la législation sur les contrats temporaires, quant à elles, réduisent de façon importante le chômage et accroissent fortement la proportion de chômeurs indemnisés.

Les simulations mettent donc bien en évidence une relation entre le mode d'indemnisation du chômage et la législation sur les contrats temporaires. Il semble nécessaire de la prendre en compte quand on cherche à évaluer les conséquences de différentes réformes sur un marché du travail dual comme le marché français.

L'enquête utilisée, le Panel européen, a l'avantage de fournir des données comparables pour la plupart des pays d'Europe. Il est donc possible de reproduire cette analyse pour d'autres pays. Il s'agit d'une voie de recherche future.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ACEMOGLU D., SHIMER R. [2000], « Productivity Gains From Unemployment Insurance », *European Economic Review*, 44, p. 1195-1224.

1. Notons que la simulation de la même réforme dans le cas où le surplus est partagé également entre l'entreprise et le travailleur donne exactement les mêmes résultats qualitatifs.

2. Dans le cas d'une fonction d'utilité linéaire, le bien-être social augmente de 0,85 %.

- ALBRECHT J., VROMAN S. [2001], « Equilibrium Search With Time Varying Unemployment Benefits », *Mimeo*.
- ATKINSON A., MICKLEWRIGHT J. [1991], « Unemployment compensation and labor market transitions : a critical review », *Journal of Economic Literature*, 29, p. 1679-1727.
- BONNAL L., FOUGÈRE D., SERANDON A. [1997], « Evaluating the impact of French employment policies on individual labour market histories », *The Review of Economic Studies*, 64, p. 683-713.
- BRUNET F., MERCIER M.-A. [1998], « Le taux de chômage a reculé de 0,5 point en un an », *Insee Première*, 593.
- CAHUC P., LEHMANN E. [2000], « Should Unemployment Benefits Decrease with the Unemployment Spell », *Journal of Public Economics*, 77, p. 135-153.
- CAHUC P., ZYLBERBERG A. [2001], *Le marché du travail*, De Boeck.
- DORMONT B., FOUGÈRE D., PRIETO A. [2001], « L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi », *Économie et statistique*, 343, p. 3-28.
- FOUGÈRE D., KAMIONKA T. [1992], « Un modèle markovien du marché du travail », *Annales d'économie et de statistique*, 27, p. 149-188.
- FREDRIKSSON P., HOLMLUND B. [2001], « Optimal Unemployment Insurance in Search Equilibrium », *Journal of Labor Economics*, 19 (2), p. 370-399.
- GIVORD P., MAURIN E. [2001], « Changes in Job Stability and their Causes : an Empirical Analysis Method Applied to France », *Mimeo*, CREST.
- GOUX D., MAURIN E., PAUCHET M. [2001], « Fixed-term contracts and the dynamics of labor demand », *European Economic Review*, 45 (3), p. 533-552.
- HOPENHAYN H., NICOLINI J.P. [1997], « Optimal Unemployment Insurance », *Journal of Political Economy*, 105 (2), p. 412-438.
- HOSIOS A. [1990], « On the Efficiency of Matching and related Models of Search and Unemployment », *Review of Economic Studies*, 57, p. 279-298.
- LOLLIVIER S., RIOUX L. [2002], « Un modèle structurel d'offre de travail : Stigmatisation des chômeurs par les offres d'emploi ou les salaires offerts », *Mimeo*, CREST.
- MORTENSEN D. [1977], « Unemployment Insurance and Labor Supply Decisions », *Industrial and Labor Relations Review*, 30, p. 505-517.
- ORTEGA J., GOLLIER C., PORTIER F. [2000], *Indemnisation du chômage : expériences et approches internationales*, UNEDIC.
- PISSARIDES C. [2000], *Equilibrium Unemployment Theory*, 2<sup>e</sup> éd., Cambridge (Mass.), MIT Press.
- RIOUX L. [2001], « Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum d'insertion », *Économie et Statistique*, 346-347, p. 137-160.
- ROCHETEAU G. [1999], « Balanced-budget rules and indeterminacy of the equilibrium unemployment rate », *Oxford Economic Papers*, 51, p. 399-409.
- SAINT-PAUL G. [1997], *Dual Labor Markets*, Cambridge (Mass.), MIT Press.
- UNEDIC [1995, 1996, 1997, 1998, 1999], *Bulletin de liaison*.
- VAN DER LINDEN B., DOR E. [2002], « Labor market policies and equilibrium employment : Theory and applications for Belgium », dans d'ASPREMONT C., GINSBURGH V., SNEESSENS H., SPINNEWYN F. (eds), *Institutional and Financial Incentives for Social Insurance*, Kluwer Academic Publishers, p. 51-71.

## ANNEXE A

## LES RÈGLES DE L'ASSURANCE CHÔMAGE

Selon leur âge et leur durée de cotisation, les chômeurs se retrouvent, entre juillet 1993 et décembre 1998, dans une des huit filières d'indemnisation possibles (tableau 1A). La durée minimale de cotisation pour ouvrir des droits à l'assurance chômage est de quatre mois au cours des huit derniers mois. Dans ce cas, le chômeur bénéficie de quatre mois d'indemnisation, quel que soit son âge (filière 1). La majorité des chômeurs appartient à la filière 5 (moins de 50 ans et quatorze mois d'emploi au cours des vingt-quatre derniers mois donnant droit à trente mois d'indemnisation). Les filières 6 et 7 peuvent être confondues pour les chômeurs de 50 à 55 ans : la différence porte sur la durée des paliers de dégressivité, qui ne nous intéresse pas ici, et pas sur la durée totale d'indemnisation. Pour les plus de 55 ans, les filières 6 et 8 se distinguent bien par la durée totale d'indemnisation (45 contre 60 mois), mais le nombre de mois couverts par le Panel européen est insuffisant pour que cette différence apparaisse. Le profil d'indemnisation de tous les chômeurs du Panel européen, quel que soit leur âge, peut donc être reconstitué dès que la trajectoire professionnelle au cours des vingt-quatre derniers mois est connue.

Tableau 1.A. *La réglementation de l'assurance chômage de juillet 1993 à décembre 1998*

Filière	Durée de cotisation	Âge au moment de la perte d'emploi	Durée totale d'indemnisation
1	4 mois au cours des 8 derniers mois	Indifférent	4 mois
2	6 mois au cours des 12 derniers mois	Indifférent	7 mois
3	8 mois au cours des 12 derniers mois	Moins de 50 ans	15 mois
4	8 mois au cours des 12 derniers mois	Plus de 50 ans	21 mois
5	14 mois au cours des 24 derniers mois	Moins de 50 ans	30 mois
6	14 mois au cours des 24 derniers mois	Plus de 50 ans	45 mois
7	27 mois au cours des 36 derniers mois	Entre 50 et 55 ans	45 mois
8	27 mois au cours des 36 derniers mois	Plus de 55 ans	60 mois

ANNEXE B

RÉSOLUTION DU MODÈLE

Détermination des salaires

Emplois en CDD

La condition d'optimalité du problème de marchandage (20) est donnée par :

$$(1 - \beta) (E_{22} - B) = \beta (J_{22} - V_{22}) \quad (a)$$

En utilisant les expressions de B,  $E_{22}$ ,  $V_{22}$  et  $J_{22}$  ((10) et (12) à (17)), le salaire  $w_{22}$  s'écrit :

$$w_{22} = \beta y_2 + \beta p J_1 - (1 - \beta) p E_1 + (1 - \beta) (r + p) B$$

En imposant  $J_{22} = \frac{\gamma_{22}}{q(\theta_2)}$  et  $V_{22} = 0$  dans (a) et en utilisant (10), il suit que :

$$(1 - \beta) r B = \beta \gamma_{22} \theta_2 + (1 - \beta) b \quad (b)$$

En remplaçant B par son expression, on obtient l'équation (21).

L'expression de la valeur d'un emploi en CDD pour un ancien chômeur indemnisé dans le régime d'assurance ( $E_{21}$ ) est obtenue à partir des équations (13) et (23) :

$$E_{21} = \varphi w_{21} (r + s_1) \tau + \left( \frac{\beta \gamma_{22} \tau \theta_2}{(1 - \beta) r} + \frac{b \tau}{r} \right) [p s_1 d + \varphi s_2 (r + s_1)] + p \tau w_1 \varphi + p s_1 a \tau + \left( \frac{p s_1 \tau \beta \gamma_1 \theta_1}{1 - \beta} \right) \quad (c)$$

où  $\varphi \equiv r + d + \mu$  et  $\tau \equiv 1 / [\varphi (r + s_2 + p) (r + s_1) - \mu p s_1]$ .

Emplois en CDI

À partir de (9) et de (11), on obtient  $E_1$  en fonction de  $w_1$  :

$$E_1 = \frac{w_1}{(r + s_1)} + s_1 \left( \frac{a + \theta_1 q(\theta_1) E_1 + dB + \mu E_{21}}{(r + s_1) (r + \theta_1 q(\theta_1) + d + \mu)} \right)$$

D'où  $\frac{\partial E_1}{\partial w_1} = \frac{1}{r + s_1}$ . Alors en utilisant (11) et (16), la condition du premier ordre du problème de marchandage (23) entre une entreprise qui propose un emploi en CDI et un chômeur indemnisé peut se réécrire :

$$\beta \left( \frac{y_1 - w_1}{r + s_1} \right) = (1 - \beta) \left( \frac{w_1 - rU}{r + s_1} \right)$$

En simplifiant, il suit que :

$$w_1 = \beta y_1 + (1 - \beta) rU \quad (d)$$

En imposant  $J_1 = \frac{\gamma_1}{q(\theta_1)}$  et  $V_1 = 0$  dans (23) et en utilisant (9),

$$(1 - \beta) (r + d + \mu) U = (1 - \beta) a + (1 - \beta) dB + (1 - \beta) \mu E_{21} + \beta \gamma_1 \theta_1 \quad (e)$$

En remplaçant (e) dans (d) et en utilisant les expressions de B et  $E_{21}$  à l'équilibre ((b) et (c)), on obtient l'équation (24).

### Équilibre

#### Détermination de $\theta_2$ en fonction de $\theta_1$

À partir de (14) et de (16),

$$w_1 = y_1 - \frac{\gamma_1 (r + s_1)}{q(\theta_1)} \quad (f)$$

On remplace ensuite  $w_1$  par son expression dans (24). Pour simplifier, on suppose  $q(\theta_i) = \theta_i^{-\frac{1}{2}}$ . Quelques calculs donnent alors  $\theta_2$  en fonction de  $\theta_1$  :

$$\begin{aligned} \theta_2 = & \frac{1}{\beta\gamma_{22} [d + ps_1 d\mu\tau + \varphi s_2 (r + s_1) \mu\varphi_1]} \left[ (y_1 \varphi_1 - \beta) (1 - r\rho\mu\tau) \right. \\ & - r\beta\gamma_1 \theta_1 (1 + ps_1 \mu\tau) - (1 - \beta) ar (1 + ps_1 \mu\tau) \\ & - (1 - \beta) r\varphi w_{21} (r + s_1) \mu\tau \\ & \left. - \gamma_1 \varphi \theta_1^{1/2} (r + s_1) [1 - (1 - \beta) r\rho\mu\tau] \right] - \frac{(1 - \beta) b}{\beta\gamma_{22}} \quad (g) \end{aligned}$$

#### Détermination de $\theta_1$ en fonction de $\theta_2$

À partir de (9), (11), (f), (b) et (c), on obtient :

$$\begin{aligned} E_1 (rA(\theta_1) + \varphi s_1) = & \left( y_1 - \frac{\gamma_1 (r + s_1)}{q(\theta_1)} \right) [A(\theta_1) + s_1 \mu\tau\rho\varphi] \\ & + s_1 a + \frac{s_1 d\beta\gamma_{22} \theta_2}{(1 - \beta)r} + \frac{s_1 db}{r} \\ & + s_1 \mu\tau \left[ \varphi w_{21} (r + s_1) + \left( \frac{\beta\gamma_{22} \theta_2}{(1 - \beta)r} + \frac{b}{r} \right) \right. \\ & \left. \times [ps_1 d + \varphi s_2 (r + s_1)] + s_1 pa + \frac{s_1 p\beta\gamma_1 \theta_1}{(1 - \beta)} \right] \quad (h) \end{aligned}$$

où  $A(\theta_1) \equiv r + \theta_1 q(\theta_1) + d + \mu$ .

En remplaçant (h) dans l'équation de  $w_{22}$  (21) et en utilisant  $J_1 = \frac{\gamma_1}{q(\theta_1)}$ ,

$$\begin{aligned} w_{22} (rA(\theta_1) + \varphi s_1) &= \beta y_2 [rA(\theta_1) + s_1 \varphi] - (1 - \beta) y_1 p [A(\theta_1) + ps_1 \mu \varphi \tau] \\ &+ p \frac{\gamma_1}{q(\theta_1)} [\beta rA(\theta_1) + \beta s_1 \varphi + (r + s_1) (1 - \beta) (A(\theta_1) + ps_1 \mu \varphi \tau)] \\ &- (1 - \beta) ps_1 a (1 + ps_1 \mu \tau) \\ &- \frac{ps_1 (1 - \beta) b}{r} (d + \mu ps_1 d \tau + \mu \varphi s_2 (r + s_1) \tau) \\ &+ \frac{r+p}{r} (1 - \beta) b (rA(\theta_1) + s_1 \varphi) - p^2 s_1^2 \mu \beta \gamma_1 \tau \theta_1 \\ &- \frac{ps_1 \beta \gamma_2 \theta_2}{r} (d + \mu ps_1 d \tau + \mu \varphi s_2 (r + s_1) \tau) \\ &+ \frac{r+p}{r} \beta \gamma_{22} \theta_2 (rA(\theta_1) + s_1 \varphi) - (1 - \beta) ps_1 \mu \varphi w_{21} (r + s_1) \tau \end{aligned}$$

À partir de  $V_1 = 0$ ,  $V_{22} = 0$ , (14), (16) et (18),

$$w_{22} = y_2 - \frac{\gamma_{22} (r + s_2 + p)}{q(\theta_2)} + p \frac{\gamma_1}{q(\theta_1)}$$

Après égalisation de ces deux expressions de  $w_{22}$ , on obtient  $\theta_2$  en fonction de  $\theta_1$ :

$$\begin{aligned} &((1 - \beta) y_2 - \gamma_{22} (r + s_2 + p) \theta_2^{1/2}) [rA(\theta_1) + s_1 \varphi] \\ &+ (1 - \beta) p (y_1 - \gamma_1 (r + s_1) \theta_1^{1/2}) \times [A(\theta_1) + ps_1 \mu \varphi \tau] \\ &+ \frac{1}{r} [\beta \gamma_{22} \theta_2 + (1 - \beta) b] \times (ps_1 [d + \mu \tau (ps_1 d + \varphi s_2 (r + s_1))]) \\ &- (r + p) [rA(\theta_1) + s_1 \varphi] \\ &+ (1 - \beta) ps_1 [a (1 + ps_1 \mu \varphi) + \mu \varphi w_{21} (r + s_1) \tau] \\ &+ p^2 s_1^2 \mu \beta \tau \gamma_1 \theta_1 = 0 \end{aligned}$$

En remplaçant  $\theta_2$  par son expression (g) dans cette dernière équation, on obtient la tension sur le marché du travail des CDI ( $\theta_1$ ) en fonction des paramètres du modèle.