

# D OCUMENT D'ÉTUDES

## L'EFFET DU RSA SUR L'ÉQUILIBRE DU MARCHÉ DU TRAVAIL

*Par*  
*Fanny MIKOL (Dares)*  
*Véronique REMY (Dares)*

N° 148  
Juin 2009

**Les documents d'études sont des documents de travail ;  
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs  
et ne représentent pas la position de la DARES.**



MINISTÈRE DE L'ÉCONOMIE,  
DE L'INDUSTRIE  
ET DE L'EMPLOI

MINISTÈRE DU TRAVAIL,  
DES RELATIONS SOCIALES,  
DE LA FAMILLE  
ET DE LA SOLIDARITÉ

# L'effet du RSA sur l'équilibre du marché du travail

Fanny Mikol et Véronique Rémy \*

juin 2009

## Résumé

Cette étude a pour objet d'analyser les conséquences de l'introduction du revenu de solidarité active (RSA) sur les salaires, l'emploi et la participation au marché du travail des travailleurs faiblement qualifiés dans le cadre d'un modèle d'appariement à la Pissarides. Les travailleurs peuvent être employés sur des postes expérimentés ou non expérimentés, à temps plein ou à temps partiel, ou être au chômage indemnisé ou non indemnisé. Les salariés non expérimentés sont rémunérés au salaire minimum et promus expérimentés par leur employeur. Ils sont alors en mesure de négocier leur salaire. Deux configurations sont présentées : la première dans laquelle la recherche des demandeurs d'emploi est orientée exclusivement sur un type d'emploi (le temps partiel est alors choisi) et la seconde où ils postulent sur les deux types de postes (prise en compte du temps partiel subi). Dans ce cadre, le RSA vient accroître les gains tirés de l'emploi et réduit le salaire négocié par les travailleurs expérimentés à temps partiel tandis que son effet sur celui des travailleurs à temps complet dépend du taux de dégressivité retenu. Quelle que soit la configuration étudiée, le RSA induit une hausse du niveau d'emploi et de la participation sur le marché du travail. La composition de l'emploi est également affectée : les parts de l'emploi expérimenté et de l'emploi à temps partiel augmentent généralement avec la mise en place du RSA.

**Mots clés** : politique de l'emploi, modèle d'appariement, chômage, participation au marché du travail.

---

\*Les auteurs tiennent à remercier Thomas Le Barbanchon pour ses pistes de réflexion stimulantes ainsi que Benoît Heitz, Marie Leclair et Béatrice Sédillot pour leurs relectures attentives et leurs remarques constructives, et enfin l'ensemble des participants du groupe du travail du Conseil d'orientation pour l'emploi (COE) sur le RSA et ceux du séminaire interne de la Dares pour leurs commentaires. Nous restons seules responsables des erreurs éventuelles qui pourraient subsister dans l'article.

## Table des matières

<b>1</b>	<b>Le comportement des acteurs sur le marché du travail</b>	<b>8</b>
1.1	Description des flux sur le marché du travail . . . . .	8
1.2	Le comportement des employeurs et les différents types de postes offerts . . . . .	9
1.3	Le comportement des travailleurs et le mode de fixation des salaires	12
1.4	Effets attendus de l'introduction du RSA dans le modèle . . . . .	14
<b>2</b>	<b>Le calibrage du modèle</b>	<b>15</b>
<b>3</b>	<b>Résultats des simulations du modèle avec deux marchés concurrents</b>	<b>20</b>
3.1	Effets du RSA . . . . .	20
3.2	Effets du RSA selon différentes configurations familiales . . . . .	24
<b>4</b>	<b>Présentation théorique du modèle intégré</b>	<b>25</b>
<b>5</b>	<b>Résultats des simulations du modèle intégré</b>	<b>27</b>
5.1	Le temps de travail est supposé exogène . . . . .	27
5.2	Le temps de travail est endogène . . . . .	29
<b>6</b>	<b>Modification du point de repli dans les négociations salariales des travailleurs expérimentés</b>	<b>32</b>
<b>7</b>	<b>Conclusion</b>	<b>35</b>
<b>8</b>	<b>Bibliographie</b>	<b>38</b>
<b>A</b>	<b>Annexe : équations du modèle avec un marché du travail intégré</b>	<b>41</b>

Aux termes de la loi du 1<sup>er</sup> décembre 2008, a été institué à compter du 1<sup>er</sup> juin 2009, un revenu de solidarité active (RSA) complétant les revenus du travail ou y suppléant afin de « garantir à toute personne, qu'elle soit ou non en capacité de travailler, de disposer d'un revenu minimum et de voir ses ressources augmenter quand les revenus qu'elle tire de son travail s'accroissent. » (article 1<sup>er</sup> de la loi). Le RSA se substituera aux minima sociaux pour les inactifs ainsi qu'au dispositif d'intéressement. Le RSA diffère de l'intéressement par son caractère permanent, induisant ainsi une incitation plus durable à la reprise d'un emploi. Le dispositif sera familialisé (contrairement à la prime pour l'emploi (PPE), assise sur les revenus individuels). Le RSA s'écarte de la PPE sur plusieurs aspects : ce nouveau dispositif devrait être davantage ciblé, puisqu'il sera perçu même par les travailleurs à temps très partiel (et donc par les premiers déciles de la distribution des salaires) et prendra davantage en compte les revenus globaux du foyer et la présence d'enfants. Le RSA sera donc un mécanisme plus proche des crédits d'impôt américain (*Earned Income Tax Credit*) et britannique (*Working Family Tax Credit*) que de la PPE (l'encadré 1 résume les principales conclusions des travaux empiriques réalisés sur ces différentes mesures). De plus, compte tenu de son mode de calcul, le RSA devrait être plus lisible que la PPE ou le mécanisme d'intéressement du RMI même si le maintien conjoint de la PPE contribue à entretenir une certaine complexité. La PPE et l'intéressement étaient, en effet, des dispositifs mal connus. D'après les résultats d'une enquête de la Dares et de la Drees, si les personnes éligibles à la PPE sont informées de son existence et de ses principes, ils ne connaissent pas les règles précises de fixation de son montant (Bonnetoy, Mikol, Mirouse et Vicard (2008)). Parallèlement, les travaux de Deroyon, Hennion, Maigne et Ricroch (2008) constatent, dans le cas des bénéficiaires du RMI, que l'intéressement est mal connu par ces derniers.

Cette étude a pour objet l'analyse théorique des effets possibles du RSA sur la participation, l'emploi et les salaires. Le cadre retenu pour analyser ces effets du RSA est celui d'un modèle d'appariement sur le marché du travail. Il s'agit d'une maquette stylisée des comportements des acteurs intervenant sur ce marché. Les comportements de couple n'étant pas intégrés, nous nous intéressons aux conséquences de l'introduction du RSA sur les personnes célibataires. L'avantage de ce type de modèle est qu'il tient explicitement compte du processus de création et de destruction des emplois et des phénomènes de réallocations des travailleurs et des emplois. Il est ainsi possible d'évaluer la dynamique des individus entre les différents états, employé, chômeur et inactif, et celle des entreprises, choisissant entre le fait de produire ou d'attendre des perspectives de vente et d'embauche plus favorables. Ce cadre théorique permet de tenir compte du chômage frictionnel lié au fait que les offres d'emplois de la part des entreprises ne sont pas immédiatement pourvues et que les demandeurs d'emploi ne trouvent pas immédiatement un emploi même s'ils sont en mesure d'en obtenir un compte tenu de leurs compétences.

Le modèle d'appariement a déjà été utilisé dans certains travaux relatifs aux crédits d'impôt. Ainsi Cahuc et Lehmann (2002) se sont intéressés à l'efficacité comparée d'un crédit d'impôt et d'un allègement de cotisations employeurs dans le cadre d'un modèle d'appariement avec un effort de recherche endogène des demandeurs d'emploi. Ils concluent que le crédit d'impôt est plus efficace

pour augmenter le taux d'activité et améliorer le bien-être des chômeurs et des salariés tandis qu'un allègement est plus performant pour réduire le taux de chômage et la durée de ce dernier. Campens (2006) montre que les incitations financières sont moins efficaces en présence d'un salaire minimum contraignant : en effet, le crédit d'impôt n'influe pas directement sur la demande de travail. En revanche, en augmentant le nombre d'actifs, il réduit le temps nécessaire pour les entreprises pour pourvoir leurs emplois vacants et induit ainsi une légère hausse de la demande de travail. Néanmoins, ces auteurs n'étudient pas les carrières salariales des bénéficiaires du crédit d'impôt contrairement à Doisy, Duchêne et Gianella (2004). Ces derniers rendent compte notamment d'un éventuel phénomène de trappe à bas salaires lié aux allègements dans le cadre d'un modèle d'appariement avec plusieurs catégories de travailleurs. Ils constatent que, pour les travailleurs non qualifiés expérimentés (en mesure de négocier leurs salaires), la politique d'allègement se traduit par une augmentation simultanée de leur emploi et de leur salaire. Cependant, une telle mesure génère aussi un effet de trappe à bas salaires puisque les travailleurs non qualifiés voient leur taux de promotion diminuer. Les auteurs n'étudient pas l'effet des allègements sur la décision de participer ou non au marché du travail. Notre étude mobilise en partie ce cadre, tout en l'enrichissant pour tenir compte de la coexistence de deux types d'emplois : à temps complet et à temps partiel.

En effet, une des inquiétudes suscitées par le RSA est que cette mesure incite les employeurs à recourir davantage au temps partiel. En constituant une forme d'« intéressement permanent », le RSA pourrait rendre plus « acceptable » pour les salariés éligibles au RSA des emplois à temps partiel. Le RSA servirait alors finalement à subventionner durablement des emplois de mauvaise qualité ce qui irait à l'encontre de son objectif initial de lutte contre la pauvreté. Granier et Joutard (2004) relativisent ce risque en évaluant l'impact d'une allocation complémentaire de revenu, mécanisme proche du RSA, dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi. Les auteurs montrent que ce type de mesure conduit davantage d'entreprises à offrir des emplois mieux rémunérés et plus proches du temps complet <sup>1</sup>.

Dans cette étude, l'accent est mis sur l'influence du RSA sur le comportement des salariés une fois embauchés sur leur poste. Deux états sont différenciés : celui de salarié non expérimenté, rémunéré au salaire minimum, et celui de salarié expérimenté, en mesure de négocier son salaire sur son poste. Les conséquences à plus long terme de la mesure sont ainsi étudiées, d'autant que nous prenons en compte le fait que les salariés acquièrent des droits à l'assurance-chômage

---

1. Dans ce cadre, les chômeurs se différencient, entre autres, par leur éligibilité aux minima sociaux, induisant des salaires de réserve plus élevés pour les demandeurs d'emploi éligibles et justifiant l'existence de chômage « volontaire ». En raison du salaire et/ou du temps de travail associé trop faibles, un certain nombre de postes ne peuvent être pourvus que par les seuls demandeurs d'emploi non éligibles aux minima sociaux. Ces derniers ont en effet un salaire de réserve plus bas. Après la mise en place de l'allocation compensatrice de revenus, l'effort en terme de rémunération offerte et de durée du travail proposée que doivent réaliser les employeurs de ces postes pour attirer les chômeurs éligibles se réduit : en effet, une telle allocation tend à faire baisser le salaire de réserve des chômeurs éligibles. Avant la mise en place de la mesure, aucun employeur n'était prêt à faire cet effort en raison de son ampleur tandis qu'après la mise en place de cette dernière, un certain nombre d'employeurs est prêt à faire cet effort.

pendant leur épisode d'emploi. Deux cadres d'analyse sont proposés pour étudier les effets de l'introduction du RSA. Un premier cadre d'analyse étudie un marché du travail supposé segmenté entre des emplois à temps partiel et des emplois à temps plein. Les demandeurs d'emploi effectuent ainsi une recherche d'emploi orientée sur l'un des deux types de postes. Ce cadre correspond plutôt à une situation de référence dans laquelle le temps partiel correspond à un choix du salarié. La décision de participation au marché du travail est modélisée. Les salariés sont embauchés au salaire minimum à temps plein ou à temps partiel et sont promus par leur employeur à un certain taux. Ils sont alors en mesure de négocier leur salaire.

Un deuxième cadre d'analyse est ensuite présenté dans lequel la recherche d'emploi des demandeurs d'emploi n'est plus orientée vers le temps partiel ou le temps plein exclusivement. Le marché du travail est alors intégré et les entreprises offrant des postes à temps complet et à temps partiel sont en concurrence pour pourvoir leurs postes. Néanmoins, les transitions entre un emploi à temps partiel et un emploi à temps complet ne peuvent avoir lieu qu'indirectement en passant par un épisode de chômage. Cette situation correspond davantage à une situation de temps partiel subi. Quel que soit le cadre d'analyse considéré, le comportement d'offre de travail des demandeurs d'emploi est décrit de manière stylisé sans expliciter l'arbitrage travail-loisir : le choix du temps de travail est supposé relever davantage de l'employeur, même si le salarié peut avoir une préférence pour le temps partiel (dans le cas de la recherche d'emploi orientée).

L'article est organisé de la manière suivante. Une première section présente le comportement des acteurs sur le marché du travail en décrivant les flux sur le marché du travail, le comportement des employeurs et des travailleurs, les différents postes offerts ainsi que la manière dont sont négociés les salaires. Cette section explicite aussi les effets attendus du RSA dans le cadre du modèle. Une deuxième section détaille le calibrage du modèle. Dans la troisième section sont présentés les effets du RSA sur un marché du travail segmenté. Le cadre théorique avec un marché du travail intégré est rapidement exposé dans la quatrième section. La cinquième section rend compte des résultats des simulations de ce modèle selon que le temps de travail offert par les entreprises est exogène ou endogène. Une dernière section propose une modélisation alternative des négociations salariales. Enfin, la dernière section conclut.

**Encadré 1 : quelques résultats des travaux empiriques sur les mécanismes d'incitation à la reprise d'activité (intéressement, PPE et crédits d'impôts anglo-saxons)**

Les mécanismes d'intéressement mis en place à la fin des années 90 consistent à permettre un cumul temporaire du revenu minimum (le RMI) et du revenu d'activité afin de limiter les effets désincitatifs sur la reprise d'un emploi d'une allocation différentielle telle que le RMI. En effet, plusieurs travaux ont montré que les incitations à la reprise d'un emploi, en particulier à temps partiel, avec le système de transferts existant avant la mise en place de l'intéressement étaient faibles. Ainsi, Gurgand et Margolis (2002) montrent que si les trois quarts des bénéficiaires du RMI gagneraient à reprendre un emploi, pour la plupart d'entre eux les gains associés seraient très faibles. Plus récemment, Gurgand et Margolis (2008) montrent que le mécanisme d'intéressement antérieur à la réforme de 2006 n'influence que marginalement l'offre de travail des bénéficiaires. Même si ce mécanisme était rendu permanent, son effet serait limité en raison du faible nombre de personnes concernées (l'intéressement devient nul pour les travailleurs au Smic à temps complet). Depuis, la réforme de 2006 qui a conduit à étendre l'intéressement à des rémunérations plus élevées (dans le cas d'une reprise d'un emploi d'une durée supérieure à 78 heures mensuelles, le bénéficiaire perçoit une prime forfaitaire et ce, quelle que soit la rémunération associée à son nouvel emploi). L'impact de cette réforme n'a pas encore été étudié.

En outre, L'Horty et Anne (2003) soulignent le caractère plutôt désincitatif des transferts locaux venant s'ajouter aux transferts nationaux et limitant ainsi ces gains. Si l'intéressement permet effectivement d'encourager le retour à l'emploi (sous réserve bien entendu d'une offre d'emploi proposée au bénéficiaire), il risque du fait de son caractère temporaire de conduire les bénéficiaires reprenant un emploi précaire et faiblement rémunéré à revenir au RMI afin de pouvoir à nouveau bénéficier du dispositif d'intéressement pour compléter leur revenu<sup>a</sup>. Gauthier (2008) met ainsi en évidence dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi que le caractère temporaire de l'intéressement induit des épisodes d'emploi plus courts.

---

<sup>a</sup>. L'étude de Junod et Clément (2006) montre qu'au bout d'un an, la moitié des personnes entrées dans un dispositif d'intéressement retourne vers le revenu minimum.

Contrairement au mécanisme d'intéressement, le RSA est un dispositif permanent qui permettra que le retour à l'emploi des bénéficiaires soit plus durable en augmentant les revenus associés à un emploi à temps partiel. En cela, il est plus proche de la PPE. L'efficacité de la PPE est encore incertaine dans la mesure où elle a été peu évaluée de manière *ex-post*. Les quelques travaux existant à ce sujet (pour la plupart des études *ex-ante*<sup>a</sup>) mettent en évidence un effet très limité voire non significatif de la PPE sur le taux d'emploi, les seules études *ex-post* étant à ce jour celles de Cochard et Junod-Mesqui (2008) et de Stancanelli (2007). A l'aide d'un modèle de différences de différences, Stancanelli (2007) observe que la PPE a eu un impact négatif et significatif sur l'emploi des femmes mariées et faiblement significatif et positif sur celui des femmes en couple non mariées. Néanmoins, la mesure n'a pas d'impact sur le taux d'emploi des femmes célibataires. Cochard et Junod-Mesqui (2008) en utilisant le même type de modèle concluent à un effet non significatif de la PPE sur l'emploi y compris celui des femmes mariées. L'ensemble de ces études portent néanmoins sur la PPE d'avant 2004, plus faible qu'aujourd'hui. Gurgand et Margolis (2008) concluent à l'aide d'un modèle structurel (et donc *ex-ante*) que la PPE de 2005 augmente davantage l'offre de travail que l'intéressement même si son montant est faible pour certaines catégories de travailleurs. L'intéressement pris en compte est néanmoins celui prévalant avant 2006, bien moins généreux que le dispositif actuel. Les effets à attendre du RSA sur l'offre de travail sont plus importants que ceux de la PPE dans la mesure où il est plus ciblé, avec un niveau plus élevé que celui de la PPE pour les travailleurs à temps partiel.

Les résultats des réformes anglo-saxonnes en matière de crédit d'impôt, dont les évaluations sont bien plus nombreuses que celles de la PPE, peuvent déjà apporter des enseignements dans la perspective de la mise en place du RSA. L'ensemble de ces travaux convergent sur le fait que les crédits d'impôts anglo-saxons ont significativement augmenté la participation des mères isolées et des couples mono-actifs (Meyer et Rosenbaum (1999, 2000, 2001), Looney (2005), Rothstein (2005) sur l'*EITC* et Gregg et Harkness (2003), Francesconi et Van Der Klauw (2004), Blundell, Brewer, Reed et Shephard (2005) sur le *WFTC*). Les résultats sont plus ambigus sur la participation des couples bi-actifs, suggérant un impact plutôt négatif des crédits d'impôt sur la participation du deuxième conjoint (Eissa et Hoynes (1998,2004), Hotz, Mullin et Scholz (2005) sur l'*EITC* et Blundell, Duncan, Mac Crae et Meghir (2000), Brewer, Duncan, Shephard et Suarez (2006) sur le *WFTC*). Les études portant sur les salaires sont moins nombreuses et mettent en évidence qu'il existe un risque que les salaires proposés à l'embauche soient plus faibles du fait de l'accroissement de l'offre de travail induit (canal de l'offre de travail) et que les carrières salariales soient moins favorables (canal du partage des gains entre employeur et salarié) (Leigh (2007), Azmat (2005)). Pour ce second canal, un facteur important est la connaissance ou non par l'employeur du montant du crédit ainsi que des salariés éligibles.

---

a. Une synthèse de ces travaux *ex-ante* est réalisée dans Stancanelli et Sterdyniak (2004)

# 1 Le comportement des acteurs sur le marché du travail

## 1.1 Description des flux sur le marché du travail

L'analyse est menée en équilibre partiel sur le segment des individus faiblement qualifiés, en raison de leur plus grande probabilité d'être éligible au RSA. Dans la maquette construite ici, l'individu peut se trouver dans une des situations suivantes : inactif, chômeur non indemnisé, chômeur indemnisé, employé sur un poste ne requérant pas d'expérience (non expérimenté) à temps complet ou à temps partiel ou employé sur un poste requérant une expérience (expérimenté) à temps complet ou à temps partiel. Le modèle se caractérise par un certain niveau de chômage frictionnel. En effet, l'information sur le marché du travail est supposée imparfaite et les travailleurs et les emplois se rencontrent par le biais d'un processus d'appariement (Pissarides (1990)).

Le nombre d'embauches (appariements) réalisées,  $H$ , croît avec le nombre de chômeurs  $u$ , ainsi qu'avec celui des emplois vacants offerts par les entreprises  $v$ . La fonction d'appariement présente les propriétés classiques :  $H = m(u, v)$  et  $m(0, v) = m(u, 0) = 0$  et est supposée homogène de degré un. La tension sur le marché du travail se définit par le rapport entre les emplois vacants et les demandeurs d'emploi. Dans un premier temps, nous supposons que les deux marchés du travail, celui des emplois à temps partiel et celui des emplois à temps complet sont parfaitement segmentés. La recherche des chômeurs est ainsi supposée dirigée exclusivement sur l'un des deux types d'emplois. Cette hypothèse pourrait correspondre à une notion de temps partiel choisi, soit en raison de coûts associés à un emploi à temps complet trop élevés pour certaines catégories de demandeurs d'emploi (coût de garde d'enfants, problèmes de santé,...), soit en raison d'une préférence plus grande pour le loisir (cf. les modèles d'offre de travail). De même, on considère que les inactifs se répartissent ici en deux segments distincts : le segment des individus ayant une préférence pour le temps partiel et celui des individus ayant une préférence pour le temps complet, cette distribution pouvant être justifiée par l'existence d'une hétérogénéité des préférences pour le loisir qui n'est pas modélisée ici. **L'ensemble de la population (actifs en emploi, chômeurs et inactifs) est donc parfaitement segmentée entre les deux marchés du travail.**

Soit  $\theta^i$  avec  $i \in \{tp, tc\}$  la tension sur le marché du travail  $i$  (avec  $tc$ , l'indice du temps partiel et  $tp$ , l'indice du temps complet). La probabilité pour une entreprise de pourvoir un emploi vacant de type  $i$  se définit par :  $h^i(\theta) = m(u^i, v^i)/v^i = m(\frac{1}{\theta^i}, 1)$ .  $h^i(\theta^i)$  diminue avec le nombre d'emplois vacants offerts par les autres entreprises et augmente avec le nombre de demandeurs d'emploi susceptibles de postuler sur son poste (ce taux diminue donc avec la tension sur le marché du travail). Le taux de transition vers l'emploi des chômeurs dépend également de l'indicateur de tension et se définit de la manière suivante :  $s^i(\theta^i) = m(u^i, v^i)/u^i = \theta^i h(\theta^i)$ . Le taux de sortie du chômage augmente avec le nombre d'emplois vacants offerts par les entreprises et diminue avec le nombre de chômeurs (ce taux augmente donc avec la tension sur le marché du travail). Il existe ainsi une certaine concurrence entre les demandeurs d'emploi pour ob-

tenir un emploi.

Un chômeur peu qualifié recherchant un emploi à temps partiel trouve un emploi de ce type au taux  $s^{tp}(\theta^{tp})$  et ce, quel que soit son statut au regard de l'indemnisation du chômage. Les entreprises sont ainsi supposées ne pas faire de différence entre les demandeurs d'emploi selon leur statut. Une fois employé, il peut être promu sur un poste expérimenté moyennant une formation complémentaire de la part de l'entreprise au taux  $\mu^{tp}$  ou perdre son emploi à un taux exogène  $\lambda_{ne}^{tp}$  avec  $\lambda_{ne}^{tp} > \lambda_e^{tp}$  ( $e$  correspondant à l'indice des expérimentés, et  $ne$  à celui des non expérimentés). En effet, le salarié peu qualifié expérimenté a acquis un certain capital humain sur son poste et a moins de chances d'être licencié par son employeur. Les flux sont les mêmes sur le marché du travail à temps complet. A expérience équivalente, la probabilité de quitter l'entreprise est plus élevée pour les travailleurs à temps partiel que pour les travailleurs à temps complet ( $\lambda_{ne}^{tp} > \lambda_{ne}^{tc}$  et  $\lambda_e^{tp} > \lambda_e^{tc}$ ). En effet, les emplois à temps partiel sont plus souvent des emplois courts que les emplois à temps complet<sup>2</sup>. Le taux de promotion est quant à lui plus élevé pour les emplois à temps complet  $\mu^{tc} > \mu^{tp}$ , les emplois peu qualifiés à temps partiel étant souvent plus précaires que ceux à temps complet, et donc moins susceptibles de connaître une mobilité ascendante.

Une fois licencié, un salarié a acquis des droits à l'assurance chômage et devient ainsi chômeur indemnisé recherchant un emploi à temps partiel ou à temps plein. Si ses recherches d'emploi sont infructueuses, le demandeur d'emploi perd son indemnisation au taux  $\delta$  et ne perçoit plus que l'aide sociale (le revenu minimum d'insertion). Les flux entre les différents états sont de même type pour les travailleurs ayant ou recherchant un poste à temps complet. Ces flux sont résumés dans la figure 1.

A l'état stationnaire, les flux d'entrées et de sorties entre les différents états s'équilibrent et on définit ainsi le taux de chômage non indemnisé de type  $i$  ( $u_{NI}^i$ ), de chômage indemnisé de type  $i$  ( $u_I^i$ ), d'emploi non expérimenté de type  $i$  ( $l_{ne}^i$ ) et d'emploi expérimenté de type  $i$  ( $l_e^i$ ) :

$$(s(\theta^i) + \delta)u_I^i = \lambda_{ne}^i l_{ne}^i + \lambda_e^i l_e^i \quad (1)$$

$$s(\theta^i)u_{NI}^i = \delta u_I^i \quad (2)$$

$$s(\theta^i)(u_I^i + u_{NI}^i) = (\lambda_{ne}^i + \mu^i)l_{ne}^i \quad (3)$$

$$\mu^i l_{ne}^i = \lambda_e^i l_e^i \quad (4)$$

## 1.2 Le comportement des employeurs et les différents types de postes offerts

Les entreprises offrant des postes de type  $i$  ( $i \in \{tp, tc\}$ ) n'embauchent des demandeurs d'emploi que sur des postes non qualifiés non expérimentés de type  $i$ . Comme dans le modèle d'Acemoglu (2001), elles proposent donc un seul type

2. Les taux de rupture  $\lambda_{ne}^{tp}$ ,  $\lambda_{ne}^{tc}$ ,  $\lambda_e^{tp}$  et  $\lambda_e^{tc}$  sont notamment ordonnés de la sorte du fait des résultats observés à partir de l'enquête Emploi. Ces résultats sont présentés dans la partie 2 relative au calibrage du modèle.

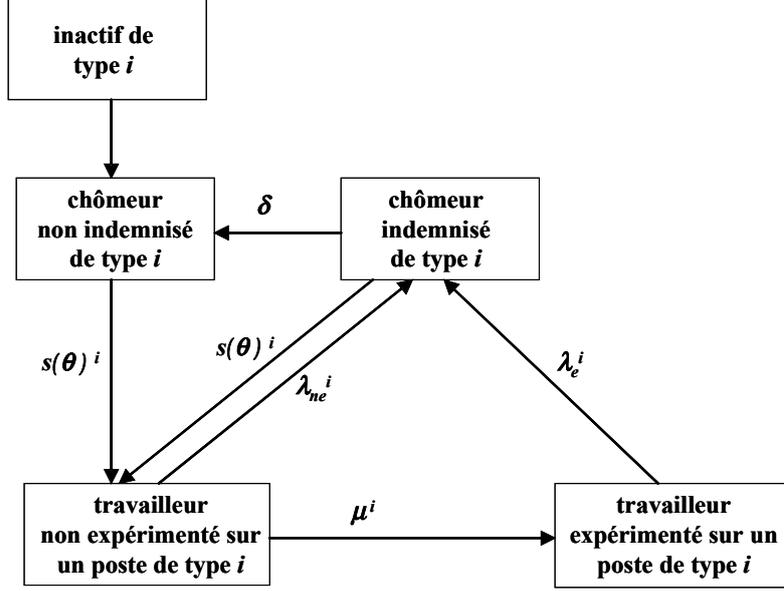


FIGURE 1 – Flux sur le segment du marché du travail de type  $i$  (temps complet/temps partiel)

de poste. Sur ces postes, les salariés sont rémunérés au salaire minimum correspondant à leur temps de travail. L'emploi est détruit avec une certaine probabilité exogène, cette dernière correspondant aux licenciements et aux départs volontaires de l'entreprise. Les valeurs espérées pour une entreprise associées au fait d'offrir un emploi vacant, d'employer un travailleur non expérimenté ou un travailleur expérimenté sont les suivantes :

$$rV^i = -k^i + h^i(\theta^i)(\Pi_{ne}^i - V^i) \quad (5)$$

$$r\Pi_{ne}^i = y_{ne}^i - w_{min}^i(1 + \tau_{ne}) + \lambda_{ne}^i(V^i - \Pi_{ne}^i) + \mu^i(\Pi_e^i - \Pi_{ne}^i - CF^i) \quad (6)$$

$$r\Pi_e^i = y_e^i - w_e^i(1 + \tau_e) + \lambda_e^i(V^i - \Pi_e^i) \quad (7)$$

avec  $y_{ne}^i$  et  $y_e^i$ , les productivités d'un travailleur non expérimenté occupant un emploi de type  $i$  et d'un travailleur expérimenté occupant un poste de type  $i$ ,  $w_{min}^i$  le salaire des travailleurs non expérimentés,  $w_e^i$  celui des travailleurs expérimentés,  $\tau_{ne}$ , le taux de cotisations sociales patronales pour les salariés non expérimentés rémunérés au salaire minimum et  $\tau_e$ , celui pour les salariés expérimentés et  $CF^i$ , le coût de formation d'un salarié promu sur un poste expérimenté de type  $i$ .

Le fait d'offrir un emploi vacant de type  $i$  présente un coût de  $k^i$  par période pour l'entreprise (équation (5)). Ce coût est supposé plus élevé pour les emplois à temps complet que pour les emplois à temps partiel. Ceci peut s'expliquer par le fait que l'employeur prend davantage de temps pour recruter sur un poste à temps plein dans la mesure où le gain espéré associé à un tel poste est plus élevé que pour un emploi à temps partiel. Une interprétation alternative est que l'investissement en capital physique spécifique est plus important sur un poste à

temps plein que sur un poste à temps partiel (Parmentier (2006))<sup>3</sup>. L'employeur pourvoit son emploi vacant avec une probabilité  $h^i(\theta^i)$  et réalise alors un gain de  $\Pi_{ne}^i - V^i$ .

Le fait d'employer un travailleur non expérimenté sur un poste de type  $i$  rapporte à l'entreprise d'une part le gain instantané  $y_{ne}^i - w_{min}^i(1 + \tau_{ne})$ , à savoir la différence entre la productivité du salarié sur l'emploi et le coût du travail associé et d'autre part, les gains aux périodes ultérieures (équation (6)). La productivité d'un poste à temps partiel est inférieure à la productivité d'un poste à temps complet et ce, quelle que soit la nature du poste, expérimenté ou non expérimenté. Le poste est détruit au taux exogène  $\lambda_{ne}^i$  et la firme perçoit alors un différentiel de gain  $V^i - \Pi_{ne}^i$ . Le salarié occupant un poste peu qualifié non expérimenté est promu à un certain taux fixé par l'employeur moyennant une formation spécifique. Ce dernier réalise alors un bénéfice égal à  $\Pi_e^i - \Pi_{ne}^i - CF^i$ . En effet, si l'employeur décide de promouvoir son salarié, il encourt des coûts de formation croissants avec le taux de promotion<sup>4</sup> :  $CF^i = CF^i(\mu^i)$  avec  $\partial CF^i / \partial \mu^i > 0$ . Les postes expérimentés se caractérisent par une productivité de l'emploi plus forte et par une probabilité que la relation d'emploi prenne fin plus faible. L'employeur détermine le taux de promotion en maximisant le profit espéré associé au fait de pourvoir son emploi vacant soit, de manière équivalente, le profit qu'il tire d'un poste occupé par un salarié non expérimenté. Ce taux de promotion optimal se définit alors ainsi :  $\Pi_e^i - \Pi_{ne}^i = CF^i + \mu^i(\partial CF^i / \partial \mu^i)$ .

La fonction valeur associée à l'emploi d'un travailleur expérimenté s'interprète de la même façon que celle associée à l'emploi d'un travailleur non expérimenté.

D'après la condition de libre entrée sur le marché des biens, les employeurs vont offrir de nouveaux emplois jusqu'à ce que le gain espéré associé à un emploi vacant de type  $i$  soit nul. Ceci signifie qu'à l'équilibre, toutes les opportunités de profit pour les nouveaux emplois sont exploitées, les rentes tirées des emplois vacants sont nulles :  $V^i = 0$ . En utilisant les équations (5) à (7) et le fait que  $V^i = 0$ , on définit une relation proche de la courbe de demande de travail classique pour chaque type d'emploi :

$$\frac{k^i}{h^i(\theta^i)} = \frac{y_{ne}^i - w_{min}^i(1 + \tau_{ne}) + \mu^i(\Pi_e^i - CF^i)}{(r + \mu^i + \lambda_{ne}^i)} \quad (8)$$

Cette équation définit une relation décroissante entre le coût du travail et la tension sur le marché du travail. En effet, si le salaire négocié de type  $i$  augmente, les entreprises offriront moins d'emplois vacants de type  $i$  en raison de leur moindre profitabilité espérée, ce qui implique une baisse de la tension

3. Dans son cadre théorique, l'auteur justifie la coexistence de postes à temps plein et à temps partiel par le fait que les modifications des préférences des consommateurs ont été à l'origine du développement de certains secteurs davantage utilisateurs de temps partiel. Le temps partiel serait ainsi spécifiquement associé à certains emplois ou à certaines tâches dans des secteurs où l'intensité capitaliste est plus faible.

4. Une telle hypothèse avait déjà été retenue par Doisy, Duchêne et Gianella (2004) qui la justifiait par un processus de sélection dont le coût par promotion croît avec le nombre de salariés promus. L'idée sous-jacente est que dans ce processus de sélection, les « meilleurs » éléments sont tirés en premier, les suivants étant alors de plus en plus difficiles à former, et ainsi de suite.

sur le marché du travail pour un niveau d'emploi donné. A l'équilibre, il y a donc égalité entre le coût espéré d'un emploi vacant et le gain espéré associé à un poste non expérimenté pourvu.

### 1.3 Le comportement des travailleurs et le mode de fixation des salaires

Les fonctions de gain des travailleurs peu qualifiés non expérimentés et expérimentés sur un poste de type  $i$  se définissent de la manière suivante :

$$rV_{ne}^i = w_{min}^i + RSA(w_{min}^i) + \lambda_{ne}^i(V_{UI}^i - V_{ne}^i) + \mu^i(V_e^i - V_{ne}^i) \quad (9)$$

$$rV_e^i = w_e^i + RSA(w_e^i) + \lambda_e^i(V_{UI}^i - V_e^i) \quad (10)$$

Le RSA se calcule comme suit :

$$RSA(w) = \max(0, b_{max} - pw)$$

avec  $b_{max}$ , le montant maximum de RSA auquel un individu a droit (soit le RMI compte tenu du scénario actuellement retenu) et  $p$ , la pente du RSA. La signification précise de ces deux paramètres est explicitée en détails dans la partie 1.4.

Le travailleur non expérimenté perçoit un gain instantané équivalent au salaire minimum correspondant à sa durée du travail (équation (9)). Ce gain est accru, le cas échéant, par la mise en place du RSA. Il perd ou quitte son emploi avec une probabilité  $\lambda_{ne}^i$  et touche alors le différentiel  $V_{UI}^i - V_{ne}^i$ , et obtient un poste de travailleur peu qualifié expérimenté avec une probabilité  $\mu^i$ , poste qui lui permet de percevoir un supplément de gain  $V_e^i - V_{ne}^i$ . La fonction de gain du travailleur expérimenté s'interprète de la même manière. Les gains espérés des chômeurs indemnisés et non indemnisés se définissent respectivement comme :

$$rV_{UI}^i = z^i + s^i(\theta^i)(V_{ne}^i - V_{UI}^i) + \delta(V_{UNI}^i - V_{UI}^i) \quad (11)$$

$$rV_{UNI}^i = RMI + s^i(\theta^i)(V_{ne}^i - V_{UNI}^i) \quad (12)$$

avec  $z^i$ , le revenu de remplacement perçu en cas de chômage après avoir occupé un poste de type  $i$ . Un demandeur d'emploi perçoit au cours de la période courante des allocations et trouve un emploi peu qualifié au taux  $s^i(\theta^i)$  identique quel que soit son statut en matière d'assurance chômage. Un chômeur indemnisé perd ses droits à l'indemnisation au taux  $\delta$ , devient chômeur non indemnisé et perçoit alors le différentiel de gain  $V_{UNI}^i - V_{UI}^i$ .

Les travailleurs expérimentés sont en mesure de négocier leur niveau de salaire  $w_e^i$  avec leur employeur tandis que les travailleurs non expérimentés sont rémunérés au salaire minimum. Le salaire issu de la négociation correspond à la maximisation du produit des gains nets tirés de l'emploi par les deux acteurs pondérés par leurs pouvoirs de négociation respectifs. Le surplus tiré de l'emploi est donc partagé entre les deux acteurs en fonction de leur pouvoir de négociation. En cas d'échec des négociations, l'employeur devra à nouveau pourvoir son emploi vacant et le salarié rechercher un emploi. Le gain net pour l'employeur

correspond donc à la différence entre le profit espéré tiré d'un poste expérimenté pourvu de type  $i$  et celui d'un poste vacant offert du même type, tandis que celui du salarié correspond à la différence entre le gain attendu de l'emploi expérimenté de type  $i$  et son gain attendu en tant que chômeur indemnisé (si les négociations échouent, il ne conservera pas son emploi). Le salarié est supposé connaître parfaitement la forme du RSA lors des négociations. Le niveau de salaire d'équilibre est déterminé par des négociations de Nash entre les acteurs, comme suit :

$$w_e^i = \operatorname{argmax}(V_e^i(w_e^i) - V_{UI}^i)^\gamma (\Pi_e(w_e^i)^i - V^i)^{1-\gamma}$$

avec  $\gamma$ , le pouvoir de négociation du salarié et  $1 - \gamma$ , celui de l'entreprise. En utilisant les équations (5) à (12) et le fait que  $V^i = 0$ , on obtient :

$$w_e^i = \frac{\gamma y_e^i}{1 + \tau_e} + \frac{(1 - \gamma)(rV_{UI}^i - b_{max})}{1 - p} \quad (13)$$

avec :

$$rV_{UI}^i = \frac{(r + \lambda_e^i) \left[ s^i(\theta^i) \left( w_{min}^i + RSA(w_{min}^i) + \frac{\mu^i}{r + \lambda_e^i} (w_e^i + RSA(w_e^i)) \right) + (r + \mu^i + \lambda_{ne}^i) \left( z^i - \delta \frac{z^i - RMI}{r + \delta + s^i(\theta^i)} \right) \right]}{(r + \lambda_e^i)(r + \mu^i + \lambda_{ne}^i + s^i(\theta^i)) + \mu^i s^i(\theta^i)}$$

Le salaire négocié par les travailleurs expérimentés sur un poste de type  $i$  dépend positivement de la tension sur le marché du travail : une augmentation de cette dernière implique davantage de perspectives d'emploi alternatives et ainsi une meilleure position des salariés dans la négociation salariale puisque leur situation en cas d'échec des négociations est améliorée (en cas de chômage, ils retrouveront plus facilement un emploi si la tension sur le marché du travail est élevée). L'équation (13) correspond ainsi à la courbe de fixation des salaires définissant une relation croissante entre le salaire négocié et l'indicateur de tension sur le marché du travail. Le salaire négocié diminue avec le niveau du « coin social »  $\tau_e$  et s'accroît avec le revenu de remplacement perçu par les chômeurs  $z^i$  ainsi qu'avec le salaire minimum  $w_{min}$ . En effet, de hauts revenus de remplacement ainsi qu'un salaire minimum élevé améliorent le point de repli du salarié en cas d'échec des négociations et exercent donc une pression à la hausse des salaires. L'influence du RSA (via les termes  $b_{max}$  et  $p$ ) est, quant à elle, explicitée dans la section 1.4.

La prise en compte de la décision de participer ou non au marché du travail est intégrée dans le modèle de la façon qui suit : les individus sont supposés retirer un certain gain de leur situation en dehors de l'emploi, ce gain étant susceptible de varier selon leurs caractéristiques individuelles. Sur chacun des deux segments d'inactifs  $i = tp, tc$  (i.e. ceux ayant une préférence pour le temps partiel et ceux pour le temps complet, cf. section 1.1), on suppose que ces gains sont uniformément répartis sur un certain intervalle  $[V_{inf}^i, V_{sup}^i]$ . Les individus ne décideront d'entrer sur le marché du travail que si leur gain espéré en tant que chômeur est supérieur à leur gain en tant qu'inactif. Pour simplifier le cadre théorique, on suppose que les individus n'entrent pas directement en emploi mais passent d'abord par un épisode de chômage. Les marchés du travail à temps partiel et à temps complet étant parfaitement segmentés, on définit deux taux de participation sur chacun des deux marchés, la population active étant composée d'une part  $\beta$  d'individus ayant une préférence pour l'emploi à temps

partiel et d'une part  $1 - \beta$  choisissant plutôt un emploi à temps complet. Le taux de participation sur le marché de type  $i$  se définit alors comme une somme pondérée par  $\beta$  des taux de participation  $P^i$  sur chacun des deux marchés :

$$P^i = \frac{V_{UNI}^i - V_{inf}^i}{V_{sup}^i - V_{inf}^i} \quad (14)$$

avec  $V_{inf}^{tc} < V_{inf}^{tp}$ , car on peut penser que les coûts associés à la reprise d'un emploi à temps partiel sont moins élevés que ceux associés à la reprise d'un emploi à temps plein (par exemple, si l'on tient compte des coûts de garde d'enfants). Cette hypothèse permet également d'avoir un taux de participation sur le marché du travail des individus ayant une préférence pour le temps partiel suffisant (l'hypothèse inverse conduit à un taux de participation très faible puisque  $V_{UNI}^{tp} \ll V_{UNI}^{tc}$ ). Le taux de participation global se définit alors comme :

$$P = \beta P^{tp} + (1 - \beta) P^{tc} \quad (15)$$

Les équations (13) et (8) permettent de déterminer les salaires négociés et les tensions d'équilibre sur chacun des deux marchés du travail (à temps complet et à temps partiel). Les taux de chômage d'équilibre de chaque type ainsi que les taux d'emploi non expérimentés et expérimentés sont obtenus à partir des équations (1), (2), (3) et (4). Les employeurs déterminent leur taux de promotion à l'équilibre en maximisant l'équation (6) par rapport à  $\mu^i$ . Ces taux de promotion dépendent notamment de l'écart entre le salaire négocié  $w_e^i$  et le salaire minimum. Les fonctions de gain des différents acteurs  $V_{ne}^i$ ,  $V_e^i$ ,  $V_{UI}^i$ ,  $V_{UNI}^i$ ,  $\Pi_{ne}^i$  et  $\Pi_e^i$  sont déterminées par les équations (9), (10), (11), (12), (6) et (7). L'équation (14) avec  $i \in \{tp, tc\}$  définit les taux de participation sur chacun des marchés du travail.

#### 1.4 Effets attendus de l'introduction du RSA dans le modèle

Le RSA est introduit dans le modèle par le biais de deux paramètres : le montant maximum auquel l'individu a droit,  $b_{max}$  (lorsqu'il ne perçoit pas de revenu d'activité) et la pente du barème,  $p$ . Le premier est défini par un certain niveau de « revenu garanti », correspondant en fait d'après la loi instituant le RSA au montant du RMI : 400 euros par mois pour un célibataire sans enfant <sup>5</sup>. Dans notre modèle, la pente du RSA est selon les cas fixée à 0,3 (pente étudiée dans les travaux préalables à la loi) ou à 0,38 (pente finalement retenue pour le barème) : un euro supplémentaire perçu vient réduire la prime de 0,3 euro (de 0,38 euro) <sup>6</sup>. Ainsi pour un salaire  $w$  le RSA s'écrit :

$$RSA(w) = b_{max} - pw \quad (16)$$

Avec une pente à 0,38 comme celle qui est entrée en vigueur au 1<sup>er</sup> juin 2009, le RSA s'éteint au niveau du Smic mensuel. Avec une pente à 0,3, comme

5. Montants approximatifs pour l'année 2007, nets du forfait logement.

6. Ceci revient donc à considérer que la perception du RSA assure à tout individu un revenu garanti calculé comme la somme d'une fraction des revenus professionnels (62% avec le barème finalement retenu) et d'un montant forfaitaire (égal au revenu maximum garanti pour les inactifs,  $b_{max}$ ). C'est en effet plutôt sous cette forme qu'est défini le montant du RSA dans la loi du 1<sup>er</sup> décembre 2008 instituant le RSA.

envisagé dans les travaux préparatoires, le RSA se serait éteint aux alentours de 1,3 Smic mensuel.

Le RSA perçu en emploi vient accroître les gains des travailleurs non expérimentés et expérimentés en s’ajoutant au salaire perçu par les travailleurs. Il ne joue pas directement sur l’utilité des chômeurs<sup>7</sup> mais indirectement par le biais du gain espéré associé à la reprise d’un emploi, correspondant à la différence entre revenus d’activité (augmentés ou non du RSA) et revenus d’inactivité (RMI ou montant forfaitaire  $b_{max}$  égal aussi au RMI lorsque le RSA est introduit, ou assurance chômage).

Puisqu’il influe sur les gains des salariés en emploi, le RSA affecte le salaire négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés via deux canaux : son niveau maximum ( $b_{max}$ ) et sa pente ( $p$ ). L’effet du RSA sur le salaire négocié est a priori ambigu : le niveau maximum auquel le salarié a droit vient diminuer le salaire négocié puisque le RSA accroît les gains tirés de l’emploi pour un niveau donné de salaire négocié. En revanche, la pente du RSA a un effet positif sur le salaire négocié. En effet, pour obtenir une hausse donnée de son revenu, le salarié doit demander une augmentation de salaire plus forte lorsque la pente du RSA est élevée. Ainsi, le salaire négocié par les travailleurs expérimentés diminuera d’autant plus que le RSA est faiblement pentu et que le montant maximal associé est élevé. L’effet de l’introduction du RSA sur l’équilibre réalisé dans le modèle, et donc la résultante de ces deux effets, est présenté de manière détaillée dans la section sur les résultats des simulations.

Il faut noter que, dans notre modèle, les effets du RSA sur la population active sont mesurés à long terme, c’est-à-dire que l’on ne tient pas compte du fait qu’à court terme, une telle mesure peut induire une augmentation du chômage frictionnel lié au temps nécessaire pour que les entreprises ajustent leurs offres d’emplois vacants aux nouveaux arrivants entrés sur le marché du travail suite à l’introduction de la mesure. Dans le cas où le RSA ne transite pas par les négociations salariales, en fixant par exemple l’ensemble des salaires au niveau du salaire minimum, le taux de chômage de notre modèle reste inchangé, même si le nombre de chômeurs, de salariés ainsi que le taux de participation à la population active s’accroissent. Or, dans la réalité, le taux de chômage risque de s’accroître à court terme suite à l’augmentation du taux de participation.

## 2 Le calibrage du modèle

L’introduction du RSA est simulée sur le marché du travail des travailleurs peu qualifiés. Il s’agit ainsi d’une analyse en équilibre partiel. Les paramètres utilisés pour le calibrage, essentiellement estimés à partir de l’enquête Emploi de l’Insee, portent ainsi sur la population des travailleurs peu diplômés (dont le plus haut niveau de diplôme atteint est équivalent au CAP-BEP), âgés de 25 à 55 ans. Le choix de se restreindre aux peu diplômés pour approcher le champ des

---

7. L’introduction du RSA ne modifie pas le gain instantané d’un chômeur non indemnisé, puisque le RSA perçu correspond alors exactement au niveau du RMI qu’il recevait avant la mesure.

éligibles découle des caractéristiques des individus percevant au plus un Smic mensuel, et donc potentiellement éligibles au RSA <sup>8</sup> : presque trois quarts d'entre eux ont au plus un diplôme équivalent au CAP-BEP, contre seulement la moitié de ceux percevant plus d'un Smic mensuel. Le modèle ne tient pas compte des comportements d'activité du second travailleur d'un couple : la forme du RSA étudiée ici correspond en effet à une prime individuelle. Dans les simulations, ne sont pas non plus prises en compte les majorations liées aux enfants. **Les simulations détaillées par la suite sont donc ciblées sur les individus célibataires sans enfant.** Les résultats concernant les parents isolés et les couples mono-actifs (i.e. dont l'un des conjoints est inactif) avec ou sans enfants sont synthétisés dans la section 3.2.

Le modèle est calé sur les valeurs observées actuellement sur le marché des travailleurs peu qualifiés. Cette situation initiale correspond néanmoins à une situation théorique dans la mesure où nous supposons qu'il n'existe aucun crédit d'impôt. En effet, dans la réalité, la valeur de ces variables est influencée par les différents dispositifs en place, notamment ceux qui sont directement comparables au dispositif évalué dans la maquette à savoir la PPE et l'intéressement associé au RMI. L'ensemble des paramètres servant à caler le modèle sont résumés dans la figure 2. L'unité de temps retenue dans le modèle est *l'année*.

La part de la population active appartenant au segment des individus à temps partiel est fixée à 20%. Ce taux tient compte de la part des temps partiels dans l'emploi (environ 18,5%) et de celle des chômeurs recherchant un emploi à temps partiel exclusivement (environ 26%).

Quelle que soit la durée du travail, la fonction d'appariement prend la forme d'une fonction Cobb-Douglas :  $m(u^i, v^i) = m_0^i u^{i\nu} v^{i(1-\nu)}$  avec  $\nu = 0,5$ . Cette forme est couramment utilisée dans la littérature sur les modèles d'appariement. Le taux d'escompte est supposé de 5%. Le calibrage du modèle avec marchés segmentés nous impose de définir un taux de chômage spécifique au segment des individus à temps partiel (et inversement à celui des individus à temps complet). Le taux de chômage sur le segment des individus à temps partiel est estimé à 26%<sup>9</sup>. Avec un modèle calibré pour un taux de chômage global des personnes peu qualifiées de 20%, compatible avec les résultats de l'enquête Emploi sur ce champ, cela revient à fixer un taux de chômage de 18% sur le segment des individus à temps complet. La durée de l'indemnisation est supposée d'un an, ce qui peut sembler faible mais néanmoins compatible avec une situation où les demandeurs d'emploi éligibles au RSA reprennent plutôt des emplois précaires que des emplois stables<sup>10</sup>. Dans la situation initiale, la tension sur le marché du travail  $\theta$  est supposée de 0,67, à temps complet comme à temps partiel. Ce taux est compatible avec le ratio moyen des offres sur demandes d'emploi enregistrées dans les familles professionnelles correspondant aux métiers peu qualifiés

8. Le Smic mensuel correspond au seuil d'extinction du RSA pour un célibataire sans enfant.

9. Ce taux correspond approximativement au ratio entre le nombre de chômeurs déclarant dans l'enquête Emploi rechercher un poste exclusivement à temps partiel et la somme de ces derniers avec les travailleurs à temps partiel.

10. Ces derniers ont ainsi de faibles durées de cotisation et sont plus fréquemment orientés vers les filières courtes d'indemnisation.

Paramètres exogènes du modèle		
Paramètre de la fonction d'appariement	$\nu$	0,5
Taux d'escompte	$r$	0,05
Durée d'indemnisation du chômage	$1/\delta$	1 an
Coin social des travailleurs non qualifiés		
... non expérimentés	$t_{ne}$	0,5
... expérimentés	$t_e$	0,6
Pouvoir de négociation des salariés	$\gamma$	0,35
Taux de rupture des emplois des travailleurs non expérimentés		
... à temps complet	$\lambda_{ne}^{tp}$	0,27
... à temps partiel	$\lambda_e^{tp}$	0,30
Taux de rupture des emplois des travailleurs expérimentés		
... à temps complet	$\lambda_{ne}^{tc}$	0,16
... à temps partiel	$\lambda_e^{tc}$	0,20
Elasticité de la production aux heures travaillées	$\alpha$	0,7
Coût de formation	$CF$	$CF=30500*\mu^2$
Salaires minimum net horaire		6,60 €
Taux de remplacement des allocations chômage		95%
Paramètres servant au calibrage initial de la maquette		
Part de la population active appartenant au segment des individus à temps partiel		20%
Taux de chômage des personnes peu qualifiées		
... sur le segment des individus à temps partiel		26%
... sur le segment des individus à temps complet		18%
... sur l'ensemble	$u$	20%
Tension sur le marché du travail	$\theta$	67%
Durée du chômage		
... sur le segment des individus à temps partiel		20 mois
... sur le segment des individus à temps complet		13 mois
Part des chômeurs indemnisés par l'assurance chômage		45%
Taux de participation global		85%
Elasticité-revenu de l'offre de travail		0,4
Elasticité-coût de la demande de travail		-0,8
Paramètres calibrés résultant de l'équilibre du modèle à l'état initial, et fixés par la suite		
Paramètres d'échelle de la fonction de production des travailleurs non qualifiés		
... non expérimentés	$B_{ne}$	117
... expérimentés	$B_e$	149
Coût d'un emploi vacant (en €)		
... à temps partiel	$k^{tp}$	15 967
... à temps complet	$k^{tc}$	25 141
Paramètre d'échelle de la fonction d'appariement		
... sur le segment des individus à temps partiel	$m_o^{tp}$	0,87
... sur le segment des individus à temps complet	$m_o^{tc}$	1,06
Bornes inférieures de la distribution des gains des individus inactifs		
... sur le segment des individus à temps partiel	$V_{inf}^{tp}$	-114 462
... sur le segment des individus à temps complet	$V_{inf}^{tc}$	-275 310
Borne supérieure de la distribution des gains des individus inactifs	$V_{sup}$	273 703
Part de la population totale appartenant au segment des individus à temps partiel	$\beta$	0,27

FIGURE 2 – Calibrage du modèle, cas de deux marchés concurrents

(Dares, 2008).

Le « coin social » des travailleurs non qualifiés non expérimentés  $\tau_{ne}$  est supposé de 0,5 et celui des travailleurs non qualifiés expérimentés  $\tau_e$  de 0,6 : ces taux sont obtenus en appliquant les taux de cotisations patronales et salariales en vigueur, respectivement de 45% et de 21,5% sur les salaires des travailleurs non qualifiés, ainsi que des allègements de cotisations employeurs de 26 points pour les travailleurs peu qualifiés non expérimentés et de 20 points pour les autres travailleurs peu qualifiés. Le pouvoir de négociation des salariés est supposé de 0,35, proche de celui estimé par Abowd et Allain (1996) sur le marché du travail français<sup>11</sup>. Les travailleurs non expérimentés sont susceptibles de perdre leur emploi avec une probabilité de 0,27 (par an) lorsqu'ils sont à temps complet, et de 0,30 lorsqu'ils sont à temps partiel. Pour les travailleurs expérimentés, cette probabilité est de 0,20 lorsqu'ils travaillent à temps partiel et de 0,16 lorsqu'ils travaillent à plein temps. Ces hypothèses sont compatibles avec les taux de rupture calculés à partir de l'enquête Emploi 2006, sur le champ des salariés du secteur privé célibataires ou en couple avec un conjoint inactif ou chômeur, faiblement diplômés.

Les productivités sur les différents types de postes dépendent du temps de travail proposé et sont supposées de forme Cobb-Douglas :  $y_{ne}^i = B_{ne}h^{i\alpha}$  et  $y_e^i = B_e h^{i\alpha}$  avec  $\alpha = 0,7$ , l'élasticité de la production aux heures travaillées,  $h^i$ , la durée travaillée (sur le poste à temps partiel ou à temps complet) et  $B_{ne}$  et  $B_e$ , les paramètres d'échelle de la fonction de production. Cette spécification de la fonction de production ainsi que la valeur associée de l'élasticité  $\alpha$ <sup>12</sup> traduisent le fait qu'une baisse donnée de la durée du travail s'accompagne d'une moindre baisse de la production, suggérant l'existence de gains de productivité horaires. Le coût de formation est supposé être une fonction croissante de la probabilité de promotion ( $CF = 30500\mu^2$ ). Cette hypothèse a été retenue par Doisy, Duchêne et Gianella (2004). Avec un taux de promotion calibré à environ 20%, cela correspond à un coût de formation d'environ 1200 euros par an, ordre de grandeur envisageable pour une formation de courte durée (moins d'une semaine) sur le marché des travailleurs peu qualifiés.

La durée du travail correspondant au temps partiel est fixée de manière exogène (à l'exception de la dernière section des résultats du modèle intégré, où la durée du travail sera déterminée de façon endogène). Dans toute la section suivante, **le temps de travail à temps partiel est fixé au mi-temps**. Un travailleur qui reprend un emploi est supposé rémunéré au salaire minimum (son salaire annuel net est alors de 6026 euros s'il reprend un emploi à mi-temps et de 12052 euros s'il reprend un emploi à temps plein). Les chômeurs n'ayant pas

---

11. Il s'agit à notre connaissance d'une des seules études portant sur le pouvoir de négociation des différents acteurs réalisée sur le marché français, qui y est estimé autour de 0,4. Les auteurs admettent que leur chiffre est supérieur aux estimations réalisées sur d'autres pays, mais justifient cet écart par la spécificité du système français où une majorité des emplois sont couverts par une convention collective protectrice. Notre calibrage du pouvoir de négociation (0,35) est donc proche de celui des auteurs, quoique un peu inférieur, ceci pouvant se justifier par le fait que le modèle est ici appliqué au marché des peu qualifiés.

12. Cette élasticité est proche de celle retenue par Gianella (2006) dans une mise à jour de sa maquette analytique du marché du travail, tenant compte de la substitution entre capital, qualification et durée travaillée dans le processus de production.

acquis ou ayant perdu leurs droits à l'indemnisation perçoivent l'équivalent du RMI, soit 4800 euros annuels. Les salaires négociés par les travailleurs expérimentés quelle que soit la durée de leur travail sont inférieurs à 1,3 Smic mensuel et ouvrent donc toujours droit au RSA avec une pente de 0,3. Les chômeurs indemnisés reçoivent, quant à eux, une indemnité de chômage s'élevant à 95% du Smic à temps plein ou à temps partiel selon le type de poste occupé précédemment.

Les paramètres calibrés sont : les paramètres d'échelle de la fonction de production ( $B_{ne}$  et  $B_e$ ), le coût d'un emploi vacant de type  $i$  ( $k^i$ ), les bornes inférieures ( $V_{inf}^i$ ) et supérieure ( $V_{sup}$ ) de la distribution des gains des individus en dehors de l'emploi, le paramètre d'échelle de la fonction d'appariement ( $m_0^i$ ), ainsi que la part de la population totale (actifs et inactifs) appartenant au segment des individus à temps partiel ( $\beta$ ). Ces paramètres sont calibrés afin d'être représentatifs de la situation sur le marché du travail français :

- pour obtenir une durée du chômage proche de la durée observée sur l'enquête Emploi, à savoir d'environ 13 mois pour les demandeurs d'emploi faiblement qualifiés recherchant un emploi uniquement à temps complet et de 20 mois pour ceux recherchant uniquement un temps partiel,
- pour que la part des demandeurs d'emploi indemnisés par l'assurance chômage soit proche de 45%, reflétant la situation des demandeurs d'emploi peu qualifiés,
- pour obtenir un taux de participation global de 85% (cohérent avec l'enquête Emploi sur le champ des peu diplômés),
- pour obtenir une élasticité de l'offre de travail par rapport au revenu de 0,4,
- et, enfin, pour que l'élasticité de la demande de travail par rapport à son coût soit de  $-0,8$ .

La valeur choisie pour l'élasticité de l'offre de travail par rapport au revenu (0,4) correspond à l'élasticité retenue par Cahuc et Lehmann (2004). Il n'existe cependant pas de consensus à ce sujet dans la littérature. Pour les femmes, les estimations varient de 0,2 à 1 selon les études. Pour les hommes en revanche, la participation étant déjà élevée, elle est relativement inélastique au revenu : les estimations de l'élasticité ne dépassent jamais 0,1<sup>13</sup>. Les femmes représentant une part importante des inactifs peu diplômés ciblés dans notre modèle<sup>14</sup>, l'élasticité retenue de 0,4 semble donc un compromis acceptable tenant compte de cette proportion plus élevée de femmes.

Sur chacun des deux marchés, l'élasticité du l'offre de travail par rapport au revenu se calcule de la manière suivante :  $\epsilon_O^i = (dP^i/dW^i)(P^i/W^i)$ .  $W^i$  correspond à un salaire espéré après l'entrée sur le marché du travail. Il prend en compte à la fois les gains espérés en tant que travailleur non qualifié et en tant

13. Une synthèse des élasticités de l'offre retenues par différentes études macroéconomiques internationales a notamment été réalisée dans un document de travail de l'OCDE en 2007

14. Selon l'enquête emploi 2006, les femmes représentent 80% des inactifs de 25 à 55 ans faiblement diplômés (i.e. ayant au plus le brevet des collèges). Si l'on se restreint aux inactifs célibataires ou en couple avec un conjoint sans emploi ciblés par notre maquette qui ne prend pas en compte la question de la biactivité, la part des femmes reste élevée, à environ 70%.

que travailleur qualifié, les salariés embauchés ayant une certaine probabilité d'être promus après leur embauche. Il se définit ainsi comme  $\underline{W}^i = [1/(r + \mu^i + \lambda_{ne}^i)][w_{min}^i + w_e^i/(r + \lambda_e^i)]$  (en l'absence de RSA). L'élasticité de l'offre de travail devient alors la suivante :

$$\epsilon_O^i = \frac{s(\theta^i)(r + \lambda_e^i)(r + \mu^i + \lambda_{ne}^i)}{r[(r + \lambda_e^i)(r + s(\theta^i) + \lambda_{ne}^i + \mu^i) + \mu^i s(\theta^i)]} \frac{\underline{W}^i}{V_{UNI}^i - V_{inf}^i} \quad (17)$$

L'élasticité de la demande de travail par rapport à son coût est, quant à elle, supposée égale à  $-0,8$  sur chacun des deux marchés. Les études françaises mettent en évidence une certaine sensibilité de la demande de travail<sup>15</sup> par rapport à son coût, cette sensibilité étant d'autant plus forte que les travailleurs sont peu qualifiés (Dormont et Pauchet, 1997), résultat confirmé par les évaluations internationales (Hamermesh, 1993). L'élasticité de la demande de travail par rapport à son coût est déterminée en utilisant l'équation (13), ainsi que les équations (1) et (2) définissant le taux de chômage d'équilibre. Elle se définit ainsi :  $\epsilon_D^i = (dL^i/dC^i)(C^i/L^i)$  avec  $C^i = [1/(r + \mu^i + \lambda_{ne}^i)][w_{min}^i(1 + \tau_{ne}) + \mu^i(w_e^i(1 + \tau_e)/(r + \lambda_e^i) + CF^i)]$  et  $L^i = l_e^i + l_{ne}^i = 1 - u^i$ .  $C^i$  correspond au coût espéré d'un emploi non qualifié. Après avoir réorganisé les termes, l'équation de la demande de travail est la suivante ( $\nu$  étant le paramètre de la fonction d'appariement) :

$$\epsilon_D^i = -\frac{(1 - \nu)u^i C^i}{\nu \Pi_{ne}^i} \quad (18)$$

avec  $\nu$ , le paramètre de la fonction d'appariement.

### 3 Résultats des simulations du modèle avec deux marchés concurrents

#### 3.1 Effets du RSA

Deux scénarios sont ici simulés, pour mesurer l'effet de l'introduction du RSA dans l'économie : l'un où le taux de dégressivité du RSA est de 0,3 et l'autre, où il est de 0,38. Le taux de 0,38 correspond à celui retenu pour le RSA dans la loi, avec un seuil d'extinction à environ 1 Smic mensuel. Le taux de 0,3 correspond à l'un des paramètres étudiés lors des travaux préalables à la mise en oeuvre de la mesure lorsque la suppression de la PPE était envisagée et la marge budgétaire plus grande. Le seuil d'extinction du RSA est alors aux alentours de 1,3 Smic mensuel. La comparaison de ces deux scénarios est intéressante (le second présentant notamment des effets plus marqués) et permet de donner une idée de la façon dont la pente du RSA influe sur certaines variables de l'économie. Le montant maximum de RSA ( $b_{max}$ ) correspond au barème associé à un individu célibataire sans enfant.

15. Dormont (1997) obtient une élasticité comprise entre  $-0,8$  et  $-0,5$  en menant une étude à trois niveaux : macroéconomique, sectoriel et microéconomique. Même si cette élasticité est vraisemblablement surestimée en raison du biais de simultanéité, il n'en reste pas moins qu'une réduction du coût du travail est susceptible d'avoir un impact sur la demande de travail de la part des firmes. Legendre et Lemaître (2001) constatent, à partir de données microéconomiques sur la période 1980-1987, qu'une réduction de 1% du coût du travail entraîne un supplément d'emploi de 0,8 point de pourcentage.

Rappelons que **la durée du travail à temps partiel est fixé au mi-temps** et que, dans toute cette section, **l'ensemble de la population (actifs en emploi, chômeurs et inactifs) est parfaitement segmentée entre les individus ne postulant que sur des postes à temps partiel et ceux ne postulant que sur des postes à temps complet.**

Lorsque le RSA est introduit dans l'économie avec une pente de 0,3, il induit une baisse du salaire négocié par les travailleurs expérimentés quel que soit leur temps de travail. En effet, il vient accroître les gains tirés de l'emploi et réduit ainsi les revendications salariales des travailleurs. Ces derniers sont en mesure d'atteindre le même niveau de revenu avec un salaire négocié plus bas dans la mesure où le RSA constitue un supplément de revenu. Ainsi, l'effet du montant maximum auquel le RSA ouvre droit l'emporte sur celui de la pente du RSA (cf. la partie théorique). La baisse du salaire négocié est néanmoins plus importante pour les travailleurs à temps partiel dans la mesure où le RSA représente une part plus importante du revenu pour un salarié à temps partiel que pour un salarié à temps plein : le rapport entre salaire négocié à temps partiel et à temps complet baisse ainsi d'environ 8%. Au final, on enregistre une baisse des salaires négociés de 3,6% et de 11,3% pour les travailleurs à temps complet et à temps partiel respectivement (cf. tableau 1). Néanmoins, cette baisse de salaire ne se traduit pas par une baisse de revenu pour les salariés expérimentés, ce dernier augmentant respectivement de 2% et de 22% selon que les salariés sont à temps plein ou à temps partiel. La baisse du salaire négocié par les travailleurs expérimentés a plusieurs conséquences :

- Le taux de promotion augmente suite à la hausse de la profitabilité d'un emploi expérimenté liée à la baisse du salaire négocié. En effet, la différence de coût entre un poste expérimenté et un poste non expérimenté diminue. Ceci conduit à une hausse de l'emploi expérimenté pour les travailleurs à temps plein et pour les travailleurs à temps partiel.
- Le niveau d'emploi global s'accroît également. En effet, le profit associé à un emploi expérimenté étant plus élevée, la profitabilité d'un emploi non expérimenté augmente également puisque l'employeur promet ses salariés non expérimentés avec une certaine probabilité<sup>16</sup> (cf. équation (6)). Les employeurs tirant un gain plus important d'un emploi occupé, le nombre d'emplois vacants offerts augmente ainsi que la tension sur chacun des deux marchés du travail. La hausse de la tension est plus marquée pour les emplois à temps partiel dans la mesure où le gain espéré associé à l'ouverture d'un poste vacant est plus important pour les employeurs recourant au temps partiel que pour les employeurs recrutant à temps plein suite à la mise en place du RSA. Cette hausse de la tension sur le marché du travail est à l'origine d'une baisse du taux de chômage d'équilibre.

La composition de l'emploi peu qualifié est également affectée par l'introduction du RSA : la part de l'emploi peu qualifié expérimenté augmente de 3 points, cette hausse étant particulièrement forte pour les salariés à temps partiel. La

---

16. Le gain instantané que tire l'employeur d'un poste occupé par un travailleur non expérimenté est inchangé dans la mesure où le salarié en poste est rémunéré au salaire minimum. Le RSA ne peut induire une pression à la baisse du salaire de ces travailleurs, leur rémunération étant bornée par le salaire minimum.

hausse du niveau d'emploi expérimenté fait plus que compenser la baisse du niveau d'emploi non expérimenté. Cette dernière baisse s'explique de la manière suivante : les entrées dans l'emploi peu qualifié non expérimenté augmentent du fait de la hausse de la tension sur le marché du travail mais, comme davantage de salariés non expérimentés sont promus, le stock d'emplois peu qualifiés non expérimentés diminue au profit de celui des emplois expérimentés. La composition de l'emploi en matière de durée du travail est également affectée : la part des emplois à temps partiel augmente, passant de 19% à 21%, en raison de deux effets jouant dans le même sens :

- d'une part, *une hausse des emplois vacants offerts à temps partiel, plus marquée que celle des emplois vacants offerts à temps complet*. Ceci s'explique par une hausse de la profitabilité des postes à temps partiel plus forte que celle des postes à temps complet suite à la mise en oeuvre du RSA (les profits respectifs des postes non qualifiés augmentant de 16% et de 10%).
- d'autre part, *une hausse de la durée moyenne en emploi plus élevée sur les postes à temps partiel*. En effet, le taux de promotion des salariés à temps partiel augmente davantage que celui des salariés à temps complet : la part des emplois expérimentés est donc relativement plus importante parmi les emplois à temps partiel. Le taux de maintien dans l'emploi expérimenté étant plus élevé ( $\lambda_e^i < \lambda_{ne}^i$ ), la durée moyenne des emplois à temps partiel l'est également.

La mise en place du RSA accroît également le taux de participation global au marché du travail (+4,4 points). Cette hausse intervient tant sur le segment des individus à temps partiel (+9,8 points) que sur celui des individus à temps complet (+2,3 points). En effet, le gain espéré d'un chômeur sur le marché du travail est plus élevé qu'en l'absence du RSA pour deux raisons :

- D'une part, le gain qu'il tire de l'emploi est accru par l'introduction du RSA, cette hausse étant plus marquée sur le segment des individus à temps partiel. En effet, son gain espéré en tant que travailleur non expérimenté est augmenté en raison du versement du RSA et d'une plus grande probabilité d'être promu et d'accéder au statut de travailleur expérimenté. Malgré la baisse du salaire d'équilibre suivant l'introduction du RSA, les revenus espérés des salariés expérimentés à temps partiel et à temps complet augmentent dans la mesure où le RSA fait plus que compenser cette baisse.
- D'autre part, suite à la hausse de la tension sur le marché du travail, le chômeur a davantage de chances de retrouver un emploi et de percevoir les gains associés.

Ainsi, l'introduction du RSA ne modifie pas seulement le niveau mais aussi la composition de l'emploi : les parts de l'emploi expérimenté et de l'emploi à temps partiel augmentent. Le taux de chômage global diminue de 1,8 points tandis que le taux de participation augmente de 4,4 points. Enfin, le taux de chômeurs indemnisés s'accroît également, puisque le taux d'emploi augmentant, davantage de chômeurs acquièrent des droits à l'indemnisation.

TABLE 1 – Effets du RSA sur un marché du travail segmenté en fonction de la pente choisie pour le RSA

<b>Paramètres</b>		penne=0,3	penne=0,38
$w_e^{tc}$	<i>en %</i>	-3,6	+0,3
$w_e^{tp}$	<i>en %</i>	-11,3	-11,2
$u$	<i>en points</i>	-1,8	-0,4
part de l'emploi à temps partiel	<i>en points</i>	+2,3	+2,5
part de l'emploi expérimenté	<i>en points</i>	+2,9	+1,0
participation	<i>en points</i>	+4,4	+2,3

Lorsque la pente du RSA est plus forte - du moins jusqu'au seuil d'éligibilité des travailleurs à temps complet rémunérés au Smic -, le RSA versé diminue et son effet à la baisse sur les salaires négociés est moindre. Ainsi, la réduction du chômage qui en résulte est de plus faible ampleur, de même que la hausse des taux d'activité et de la part de l'emploi expérimenté. En revanche, la part des emplois à temps partiel augmente un peu plus. En effet, une dégressivité plus forte du RSA est plus défavorable aux travailleurs à temps complet qu'aux travailleurs à temps partiel. Cela se traduit par une baisse relative du salaire négocié plus importante pour les travailleurs à temps partiel et ainsi par une profitabilité espérée plus élevée de ces emplois. Les employeurs offrent donc davantage d'emplois vacants à temps partiel et la part du temps partiel dans l'emploi global augmente plus fortement. La participation augmente moins fortement, non seulement en raison du niveau du RSA plus faible qui induit une moindre hausse des gains associés à l'emploi ainsi qu'en raison de ses effets induits sur le chômage qui limitent l'augmentation de la probabilité de retrouver un emploi à temps plein ou à temps partiel.

Avec la pente du RSA actuellement retenue de 0,38, les travailleurs expérimentés à temps complet ne sont plus éligibles (en effet, ils sont rémunérés au-delà du Smic) : cela revient à ne cibler la mesure que sur les travailleurs à temps partiel et, dans une moindre mesure, sur les travailleurs non expérimentés au Smic à temps complet. Dans cette configuration, le salaire négocié par les travailleurs à temps partiel diminue tandis que celui négocié par les travailleurs à temps complet augmente faiblement. En effet, lorsque ces derniers ne bénéficient plus du RSA, le RSA augmente uniquement leur point de repli en cas d'échec des négociations, soit leurs gains en tant que chômeur (ils ont alors une chance de reprendre un emploi au Smic sur lequel ils seront en mesure de percevoir le RSA), induisant ainsi une pression à la hausse du salaire négocié. Cette hausse du salaire négocié par les salariés à temps complet explique que les effets du RSA sur le chômage soient moins importants (-0,4 point au lieu de -1,8 points). En effet, suite à cette hausse du salaire négocié, le profit espéré associé à un poste non expérimenté à temps complet diminue (par le biais d'une éventuelle promotion sur un poste expérimenté) et le nombre d'emplois vacants offerts à temps complet également.

Comme précédemment, le RSA modifie la composition de l'emploi. La part de l'emploi expérimenté augmente mais moins fortement que lorsque la pente est de 0,3 puisque si le taux de promotion des travailleurs à temps partiel augmente toujours (pour les mêmes raisons qu'avec une pente à 0,3), en revanche celui des travailleurs à temps complet diminue. En effet, en raison de la hausse du salaire négocié par les salariés expérimentés à temps plein, le différentiel de profit entre un poste expérimenté et non expérimenté diminue. Avec un tel choix de pente, la part des emplois à temps partiel s'accroît plus que précédemment. En effet, la différence entre les postes à temps partiel et à temps complet est encore plus marquée puisque le profit des postes à temps complet diminue alors que celui des postes à temps partiel augmente significativement.

Avec une pente du RSA de 0,38, l'effet sur la participation globale est réduit (+2 points au lieu de +4 points avec une pente de 0,3). La hausse de la participation suite à l'introduction du RSA est dans ce cas essentiellement attribuable à l'augmentation de la participation des salariés à temps partiel. Le taux de participation sur le segment des individus à temps partiel s'élève ainsi de +7,8 points contre seulement +0,3 point sur celui des individus à temps complet. En effet, le RSA influant peu sur les gains associés à un emploi à temps complet, les gains en tant que chômeur non indemnisé à la recherche d'un emploi à temps complet restent pratiquement inchangés. De plus, le taux de chômage diminuant peu, la probabilité de percevoir les gains associés à l'emploi est modifiée seulement à la marge.

### 3.2 Effets du RSA selon différentes configurations familiales

Dans cette section, la population étudiée est étendue aux autres configurations familiales. Si la population des individus célibataires sans enfant devrait rester *a priori* majoritaire parmi les futurs allocataires du RSA<sup>17</sup>, il est intéressant d'observer les effets du RSA sur des configurations familiales ouvrant droit à un RSA plus avantageux. Les simulations sont ainsi appliquées aux familles sans enfant ou avec un seul enfant. Ce choix restreint aux familles avec un seul enfant s'explique par le fait que le niveau du RSA varie peu au-delà d'un enfant en raison des prestations familiales qui viennent diminuer le montant du RSA perçu (ces prestations entrent dans la base ressource du calcul du RSA).

Dans ces différentes situations familiales contrairement à la situation d'un célibataire sans enfant, il est intéressant de noter que le salaire négocié par les travailleurs expérimentés sur un poste à temps partiel diminue avec la pente du RSA<sup>18</sup>.

17. Au 31 décembre 2006, les individus célibataires sans enfant représentent 57% des foyers allocataires du RMI; les parents isolés avec un ou plusieurs enfants, 26%; les couples, 17%, dont plus des trois quarts avec au moins un enfant à charge (source : CNAF).

18. En effet, dans ces situations, le montant maximal dépasse le seuil au-delà duquel la dérivée du salaire négocié par rapport à la pente est négative. Le salaire négocié par les travailleurs expérimentés est défini par l'équation (13). L'effet de la pente sur le salaire dépend de la différence suivante :  $rV_{UI}^{tp} - b_{max}$  et pour les montants maximaux correspondant aux configurations familiales étudiées dans cette section, cette différence est négative alors qu'elle

Les simulations sont présentées avec la pente du RSA en vigueur, soit 0,38<sup>19</sup>. Dans le cas des couples, on fait l’hypothèse que le RSA n’influe pas sur la participation du deuxième conjoint considéré comme inactif. Dans ces différentes configurations familiales pour lesquelles le montant du RSA est supérieur à celui perçu par un célibataire sans enfant, l’ensemble des salariés, quels que soient leur durée du travail et leur statut (expérimenté ou non), sont cette fois-ci éligibles à la mesure. Les effets théoriques à l’oeuvre sont alors identiques à ceux présentés dans le cas des célibataires sans enfant percevant un RSA avec une pente de 0,3 (situation dans laquelle tous les célibataires sans enfant étaient éligibles, cf. section 3.1). Les effets de l’introduction du RSA sur le chômage et la participation sont d’autant plus importants que le montant maximal de RSA auquel les individus ont droit est élevé : les effets sont ainsi les plus marqués pour les couples mono-actifs avec un enfant (tableau 2).

TABLE 2 – Effets du RSA (pente à 0,38) sur un marché du travail segmenté en fonction de la configuration familiale.

Paramètres		célibataire sans enfant	parent isolé avec 1 enfant	couple sans enfant	couple avec 1 enfant
montant maximum du RSA	<i>en euros par mois</i>	400	483	575	683
$w_e^{tc}$	<i>en %</i>	+0,3	-4,3	-5,6	-7,1
$w_e^{tp}$	<i>en %</i>	-11,2	-13,8	-16,5	-19,5
$u$	<i>en points</i>	-0,4	-2,2	-2,7	-3,4
part de l’emploi à temps partiel	<i>en points</i>	+2,5	+2,8	+3,1	+3,5
part de l’emploi expérimenté	<i>en points</i>	+1,0	+3,4	+4,0	+4,7
participation	<i>en points</i>	+2,3	+4,4	+7,3	+10,6

## 4 Présentation théorique du modèle intégré

Dans toute cette section, on suppose que la recherche d’emploi n’est plus orientée vers un temps de travail spécifique : les chômeurs peuvent postuler sur l’ensemble des postes vacants, quel que soit le temps de travail associé. La tension sur le marché du travail  $\theta = (v_{tc} + v_{tp})/u$  n’est donc plus différenciée selon le type de poste. La probabilité pour les entreprises de voir un demandeur d’emploi postuler sur leur poste vacant ne dépend donc plus de la durée de travail offerte, n’importe quel demandeur d’emploi étant en mesure de postuler. Cette probabilité s’écrit donc simplement  $h(\theta) = m(\frac{1}{\theta}, 1)$ . Un demandeur d’emploi peu qualifié est susceptible de trouver un emploi non expérimenté à temps partiel au taux  $t_p m(u, v)/u = t_p s(\theta)$  et un emploi à temps

était positive dans le cas d’un célibataire sans enfant.

19. Les paramètres exogènes et ceux utilisés pour le calibrage initial du modèle sont les mêmes que dans la situation d’un célibataire sans enfant.

complet au taux  $(1 - t_p)m(u, v)/u = (1 - t_p)s(\theta)$ ,  $t_p$  représentant la part des emplois à temps partiel dans les embauches.

Une fois employé, la seule mobilité professionnelle à laquelle le travailleur peut prétendre est de devenir expérimenté sur son poste à *temps de travail inchangé*. On suppose donc qu'il n'y a pas de transition directe possible entre temps partiel et temps complet. Seules les transitions « indirectes » sont envisageables par le biais du passage par un épisode de chômage. Cette hypothèse simplificatrice peut se justifier par le fait que l'accès à un emploi à temps complet est plus fréquent pour les chômeurs que pour les travailleurs à temps partiel, en particulier, s'il s'agit de temps partiel contraint (Galtier (1999)). C'est en effet ce type de temps partiel que l'on cherche à modéliser ici. Les mécanismes de promotion et de destruction des emplois restent identiques à ceux en place lorsque les marchés étaient segmentés. Les équations de flux dans le modèle intégré sont résumées dans la figure 3.

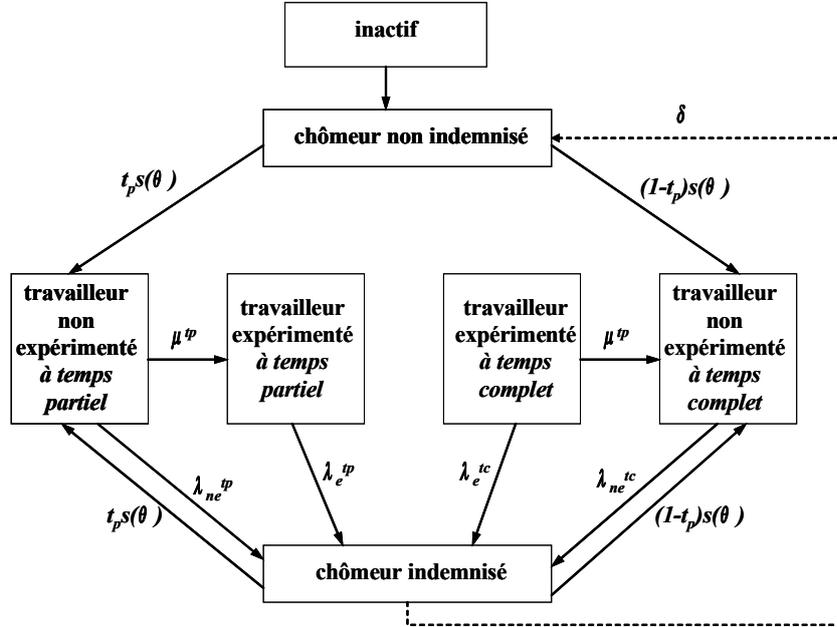


FIGURE 3 – Flux sur un marché du travail intégré

Le comportement des employeurs est identique à celui présenté dans la partie précédente, seuls les gains associés à l'offre d'un emploi vacant sont modifiés. L'ensemble des équations du modèle intégré est décrit dans l'annexe A. Le comportement des salariés est également inchangé, les négociations salariales sur un poste expérimenté suivant le même mécanisme de maximisation des gains nets tirés de l'emploi par l'employeur et le salarié. On suppose toujours ici que le point de repli en cas d'échec des négociations sur un poste expérimenté de type  $i$  (temps complet, temps partiel) correspond aux gains associés à la situation de chômeur indemnisé de même type :

$$w_e^i = \operatorname{argmax}(V_e^i - V_{UI}^i)^\gamma (\Pi_e^i - V^i)^{1-\gamma} \quad (19)$$

Dans cette configuration, le salaire négocié sur un poste expérimenté de type  $i$  dépend indirectement des gains associés à l'autre type de poste  $j$  ( $j \neq i$ ), par le biais du point de repli  $V_{UI}^i$  qui dépend lui-même des probabilités de retour à l'emploi à temps complet  $((1-t_p)s(\theta))$  et à temps partiel  $(t_p s(\theta))$  et des revenus espérés liés à ces états.

Enfin, la décision de participer au marché du travail est basée sur une unique distribution des gains individuels associés à l'inactivité, le support étant l'intervalle  $[V_{inf}, V_{sup}]$ . La participation s'écrit donc simplement comme  $P = (V_{UNI} - V_{inf}) / (V_{sup} - V_{inf})$ .

## 5 Résultats des simulations du modèle intégré

Les effets attendus du RSA pour les célibataires sans enfant sont les mêmes que ceux présentés dans le cas des marchés du travail segmentés, le RSA affectant le salaire négocié par les travailleurs expérimentés à travers les mêmes canaux : sa pente ( $p$ ) qui vient l'augmenter et son montant maximum ( $b_{max}$ ) qui vient le diminuer. Le modèle est calé sur les mêmes grandeurs économiques, la population de référence reflétant celle des individus peu qualifiés célibataires sans enfant. Les paramètres calibrés sont toujours les paramètres d'échelle de la fonction de production ( $B_{ne}$  et  $B_e$ ), le coût d'un emploi vacant de type  $i$  ( $k^i$ ), la borne inférieure ( $V_{inf}$ ) et la borne supérieure ( $V_{sup}$ ) de la distribution des gains des individus en dehors de l'emploi et le paramètre d'échelle de la fonction d'appariement ( $m_0$ ). Les élasticités du taux de participation sur l'ensemble de la population et celle du coût du travail restent inchangées (0,4 et  $-0,8$  respectivement). Néanmoins, par rapport au calibrage précédent, les salaires simulés pour les individus à temps partiel expérimentés sont significativement plus élevés. En effet, comme les salaires négociés par les salariés à temps partiel dépendent de leurs perspectives de gains ultérieurs et qu'ils ont une certaine probabilité d'être employé à temps complet, leur point de repli est plus élevé lors des négociations ce qui renchérit le salaire négocié. La conséquence de ces salaires élevés est que le taux de promotion des travailleurs à temps partiel est beaucoup plus faible dans la situation initiale qu'avec le modèle segmenté. Un moyen d'éviter ces difficultés sur les salaires négociés aurait été de retenir un point de repli nul lors des négociations (comme par exemple, Parmentier (2006)), ce qui aurait limité la hausse du salaire négocié à temps partiel, laissant raisonnable le rapport entre les salaires négociés à mi-temps et à plein temps (approximativement 0,5). Cependant, le point de repli correspondant aux gains de l'individu en tant que chômeur, le supposer nul pose problème dans la mesure où il n'est plus possible dans ce cas de formaliser la décision de participer ou non au marché du travail.

### 5.1 Le temps de travail est supposé exogène

La durée de l'ensemble des temps partiels proposés reste ici fixée à un mi-temps. Lorsque les demandeurs d'emploi sont susceptibles de postuler sur des postes à temps plein et à temps partiel, les conséquences de l'introduction du RSA diffèrent par rapport à une situation où leur recherche d'emploi est orientée : les salaires négociés sur chaque type d'emploi (temps partiel et temps plein)

dépendent également indirectement des gains sur l'autre type de poste par le biais du point de repli (cf. présentation du modèle intégré). En d'autres termes, l'existence de transitions entre temps complet et temps partiel (via un passage par le chômage) joue sur la négociation.

Avec une pente du RSA de 0,3, la baisse du salaire négocié à temps partiel (et à temps complet dans une moindre mesure) suite à l'introduction du RSA est plus faible qu'elle ne l'était dans la situation de recherche d'emploi orientée (section précédente). A temps partiel en effet, le salaire de l'état initial étant plus élevé que sur un marché du travail segmenté, le RSA associé est plus faible et son effet en termes de pression à la baisse du salaire négocié l'est également. Dans le cas du temps complet, la moindre baisse du salaire négocié vient principalement d'une plus grande augmentation du point de repli après la mise en place du RSA. En effet, dans cette configuration, le salarié à temps complet a la possibilité de transiter vers un poste à temps partiel et d'y percevoir un RSA conséquent.

Avec la pente du RSA finalement retenue, fixée à 0,38, le salaire négocié par les travailleurs à temps complet augmente. En effet, avec une telle pente, les salariés expérimentés à temps complet ne sont plus éligibles au RSA. Cette hausse s'explique comme c'était le cas sur un marché du travail segmenté par l'effet positif du RSA sur le point de repli des salariés à temps complet. En effet, en cas d'échec des négociations, ces derniers sont en mesure de reprendre un emploi à temps complet ou à temps partiel rémunéré au Smic horaire et donc éligible au RSA. La hausse du salaire est plus forte que celle observée sur un marché du travail segmenté puisque les salariés à temps complet ont une certaine probabilité dans le cas d'un marché intégré de reprendre un emploi à temps partiel et ainsi d'être éligibles à un RSA plus conséquent sur ce type d'emploi. Ainsi, selon que la pente du RSA soit de 0,3 ou de 0,38, son introduction entraîne une baisse du salaire négocié par les travailleurs expérimentés à temps partiel de 4,5% (2,0%) et une baisse de 3,3% (hausse de 2,3%) à temps complet (cf. tableau 3).

TABLE 3 – Effets du RSA sur un marché du travail intégré, avec temps de travail exogène (mi-temps/plein temps)

<b>Paramètres</b>		pen te=0,3	pen te=0,38
$w_e^{tc}$	<i>en %</i>	-3,3	+2,3
$w_e^{tp}$	<i>en %</i>	-4,5	-2,0
$u$	<i>en points</i>	-1,9	+0,4
part des temps partiels dans l'emploi	<i>en points</i>	+2,5	+3,4
part des temps partiels dans les embauches	<i>en points</i>	+0,5	+2,1
part de l'emploi expérimenté	<i>en points</i>	+6,6	+3,7
participation	<i>en points</i>	+3,8	+1,9

Les mécanismes théoriques en oeuvre sur un marché du travail intégré suite à la mise en place du RSA sont identiques à ceux observés sur des marchés segmentés mais d'ampleur moindre. Les baisses plus limitées des salaires négociés conduisent ainsi à une baisse du taux de chômage (dans le cas d'une pente de 0,3) et à une hausse de la part de l'emploi expérimenté plus faibles que celles observées sur un marché du travail segmenté. L'augmentation du taux de chômage lorsque le RSA est plus pentu (0,38) s'explique par la hausse du salaire négocié par les salariés à temps complet, hausse qui fait plus que compenser l'effet de la baisse du salaire négocié par les salariés à temps partiel. En effet, les premiers représentent une part plus importante de l'emploi et la baisse du salaire des seconds est limitée. Selon la pente retenue (0,3 ou 0,38), la part de l'emploi à temps partiel s'élève de 2,5 points (3,4 points). Cette hausse de la part de l'emploi à temps partiel s'explique, comme dans le cas du modèle segmenté, par une faible hausse des embauches à temps partiel et par une durée moyenne en emploi plus élevée sur les postes à temps partiel. Comme précédemment, la part des embauches à temps partiel est plus marquée pour une pente à 0,38 que pour une pente à 0,3 (respectivement de +0,5 point et de +2,1 point).

L'effet sur la participation dans le cas de marchés intégrés reste proche de celui obtenu avec des marchés concurrents, quoique légèrement moins marqué : le RSA est moins conséquent sur un poste expérimenté à temps partiel dans le cas de marchés intégrés. En effet, le salaire négocié à temps partiel dépend également des gains sur un emploi à temps complet, induisant un niveau de salaire initial relativement élevé sur ce type de poste (cf. introduction de cette section). Ceci limite les effets du RSA sur les gains espérés associés à l'emploi, atténuant ainsi la hausse de la participation suite à l'introduction du RSA. S'ajoute le fait qu'avec une pente à 0,38, le taux de chômage augmente, ce qui limite d'autant plus l'incitation à entrer sur le marché du travail : la participation ne s'élève plus que de 1,9 points (3,8 points avec une pente du RSA à 0,3).

## 5.2 Le temps de travail est endogène

Dans cette partie, le temps partiel ne correspond plus à un mi-temps mais est fixé par l'employeur et peut varier entre 1 heure et un temps plein (35 heures hebdomadaires). Ce dernier détermine le temps de travail associé à son poste de manière à ce que les gains espérés du salarié sur un poste non expérimenté à temps partiel soient au moins égaux à ses gains en tant que chômeur non indemnisé. Cette condition implique *qu'un chômeur aura toujours intérêt à prendre un emploi, quelle que soit la durée associée*. Elle équivaut donc à une condition de rationalité économique intertemporelle des agents.

Cette condition de rationalité économique intertemporelle n'était pas vérifiée dans le cas de marchés intégrés où le temps partiel correspondait à un mi-temps ; elle n'était vérifiée que sur les gains instantanés, c'est à dire que  $w_{min}^{tp} > RMI$ . En effet, sur un marché intégré, la probabilité pour un chômeur d'être embauché sur un poste à temps complet  $(1 - t_p)s(\theta)$  et donc de percevoir les gains associés accroît son gain espéré par rapport à une situation où les marchés du travail sont segmentés et où le chômeur oriente sa recherche exclusivement vers les emplois à temps partiel. Le gain espéré associé à la situation de chômeur est d'autant

plus important que les embauches se font majoritairement à temps complet (soit dans environ 75% des cas lorsque le temps partiel est fixé au mi-temps)<sup>20</sup>. La durée d'équilibre  $d^*$  (ou « durée de réserve ») sur un poste à temps partiel assure donc l'égalité entre l'espérance de gains en tant que chômeur (pour simplifier, on considère la situation de chômeur non indemnisé) et celle en tant que travailleur non qualifié non expérimenté à temps partiel, soit :

$$d = d^* \Leftrightarrow V_{UNI}(d) = V_{ne}^{tp}(d) \quad (20)$$

L'équilibre est donc déterminé à l'aide de l'équation supplémentaire (20) qui permet de calculer la durée endogène  $d^*$  du temps partiel, les autres équations restant inchangées bien que faisant intervenir  $d^*$  au lieu du mi-temps. Les différentes productivités et les salaires sur les postes à temps partiels sont donc naturellement plus élevés que dans le cas du mi-temps ( $d^* > 0,5 d^{tc}$ ,  $d^{tc}$  étant la durée d'un temps complet) et s'écrivent donc :

$$\begin{aligned} y_{ne}^{tp} &= y_{ne}^{tp}(d^*) = B_{ne} d^* \alpha \\ y_e^{tp} &= y_e^{tp}(d^*) = B_e d^* \alpha \\ w_{min}^{tp} &= w_{min}^{tp}(d^*) \end{aligned}$$

En l'absence de RSA, la « durée de réserve » d'un temps partiel s'établit à  $d^* = 0,79 d^{tc}$ . La part du temps partiel dans l'emploi lorsque la durée du temps partiel est endogène reste comparable à celle observée lorsque la durée du travail est exogène (aux alentours de 20%). L'introduction du RSA, en augmentant les gains des salariés à temps complet comme à temps partiel, vient diminuer la « durée de réserve »  $d^*$ . Plus la pente du RSA est élevée (donc moins le RSA est élevé à salaire donné), moins la « durée de réserve » baisse. Avec une pente du RSA à 0,3 (à 0,38), cette durée d'équilibre diminue pour atteindre  $d^* = 0,70 d^{tc}$  ( $d^* = 0,72 d^{tc}$ ) (cf. tableau 4). Lorsque la pente du RSA est de 0,3, la baisse du salaire négocié sur un poste expérimenté à temps partiel qui en résulte est relativement forte (-8,9%), puisqu'elle intègre à la fois l'effet baissier du RSA sur le salaire déjà observé dans la configuration précédente et l'effet de la baisse du temps de travail. Le salaire négocié à temps complet est indirectement affecté par cette forte baisse du salaire négocié par les travailleurs à temps partiel, via une diminution du point de repli correspondant :  $w_e^{tc}$  diminue de 5,0% (au lieu de 3,3% lorsque le temps partiel correspond à un mi-temps).

Avec une pente du RSA de 0,3, la baisse du chômage résultant de la mise en oeuvre du RSA reste comparable à celle observée avec un temps de travail exogène (-1,7 et -1,9 point respectivement). La forte baisse des salaires négociés à temps partiel n'est pas suffisante pour compenser la baisse de la productivité associée à un poste expérimenté à temps partiel induite par la réduction du temps de travail. Ainsi, *le profit espéré associé à un poste expérimenté à temps partiel diminue faiblement* limitant ainsi les incitations des employeurs à promouvoir leurs salariés à temps partiel sur un poste expérimenté (la part des salariés expérimentés à temps partiel parmi l'ensemble des travailleurs diminue

20. Nous aurions pu comme Parmentier (2006) poser un gain espéré pour les chômeurs égal à zéro et avoir ainsi la condition de rationalité intertemporelle satisfaite. Néanmoins, la valeur espérée associée au chômage est indispensable pour déterminer la décision de participation au marché du travail, un tel choix n'était donc pas envisageable.

tandis qu'à temps de travail exogène, elle augmentait). La baisse du chômage dans la population active s'explique donc principalement par la baisse des salaires négociés sur les postes à temps complet. Il est intéressant de noter que cette configuration est la seule dans laquelle la part des emplois à temps partiel dans l'emploi total diminue : en effet, le profit d'un poste non expérimenté à temps partiel varie peu (+0,9%) tandis que celui d'un poste non expérimenté à temps plein augmente très significativement (+13,3%).

La participation augmente moins que lorsque la durée du travail était fixée (+2,4 et +3,8 points respectivement). Ce résultat s'explique d'abord mécaniquement par le fait que le temps de travail de référence étant plus élevé, le RSA versé est plus faible et représente une part moins importante des revenus des salariés à temps partiel. Le gain espéré associé à l'emploi à temps partiel est ainsi moins accru par la mise en place du RSA que dans le cas de postes offerts à mi-temps. De plus, ce gain espéré est également moins favorablement affecté car la baisse de la durée du travail consécutive à la mise en oeuvre du RSA vient diminuer les salaires espérés. Ainsi, l'effet revenu favorable du RSA sur les gains en tant que chômeur non indemnisé est moins élevé que dans le cas d'un temps de travail exogène et comme il n'est pas compensé par un retour à l'emploi suffisamment accru, les gains espérés en tant que chômeur augmentent moins et, par conséquent, la participation également.

Avec la nouvelle pente (0,38), l'introduction du RSA induit une faible hausse du chômage, et conduit cette fois à une réduction de l'emploi expérimenté. En effet, suite à l'introduction du RSA, la baisse du salaire négocié à temps partiel<sup>21</sup> ne suffit pas à compenser la réduction de la productivité du travail associée à un poste expérimenté à temps partiel. Ainsi, le profit espéré associé à un poste expérimenté à temps partiel diminue ce qui induit plusieurs effets :

- Une telle baisse limite les incitations des employeurs à promouvoir leurs salariés à temps partiel sur un poste expérimenté. Comme parallèlement, la mobilité des travailleurs à temps complet reste pratiquement inchangée (le RSA ne leur étant pas ouvert avec ce barème, il n'affecte que très marginalement leurs transitions sur un poste expérimenté), cette baisse du taux de promotion à temps partiel entraîne une réduction globale de la part de l'emploi expérimenté.
- Elle est aussi indirectement à l'origine d'une faible baisse des profits associés à un poste à temps partiel non expérimenté puisque ces profits dépendent du profit lié à un poste expérimenté par le biais de la probabilité de promotion. Parallèlement, on observe une légère réduction du profit espéré associé à un poste non expérimenté à temps complet (le salaire négocié en cas de promotion étant un tout petit peu plus élevé). Il en résulte une diminution du nombre d'emplois vacants offerts et une augmentation limitée du taux de chômage (de +0,2 points). Comme dans le cas d'une pente à 0,3, la part des emplois à temps partiel diminue, et ce malgré une légère hausse de la part des embauches à temps partiel<sup>22</sup> : en raison de

21. Dans cette configuration, le salaire négocié par les travailleurs à temps partiel étant relativement élevé, le RSA qui leur est versé avec ce barème est pratiquement nul, limitant les effets de la mesure sur le salaire négocié.

22. La hausse de la part du temps partiel dans les embauches provient simplement de ce que les profits espérés associés à un poste non expérimenté à temps partiel baissent moins

la forte baisse du taux de promotion à temps partiel évoquée plus haut, la durée moyenne des emplois à temps partiel se réduit significativement d'où, *in fine*, une baisse du stock de ces mêmes postes.

Enfin, l'effet revenu du RSA sur les gains espérés d'un chômeur non indemnisé est très faible dans le cas d'une pente à 0,38. En effet, le gain espéré lié au fait d'occuper un emploi non expérimenté à temps partiel reste quasiment stable en raison de la baisse du taux de promotion sur ces emplois. De plus, cet effet revenu s'accompagne d'une plus faible probabilité de retrouver un emploi que dans la situation de référence puisque le taux de chômage augmente légèrement. Le gain espéré d'un demandeur d'emploi ne varie donc que très marginalement et la participation n'augmente quasiment pas suite à la mise en place de la mesure.

TABLE 4 – Effets du RSA sur un marché du travail intégré, avec temps de travail endogène

Paramètres		pente=0,3	pente=0,38
durée du travail sur un poste à temps partiel	<i>en %</i>	-10,9	-8,7
$w_e^{tc}$	<i>en %</i>	-5,0	+0,3
$w_e^{tp}$	<i>en %</i>	-8,9	-6,4
$u$	<i>en points</i>	-1,7	+0,2
part des temps partiels dans l'emploi	<i>en points</i>	-2,0	-0,2
part des temps partiels dans les embauches	<i>en points</i>	-2,0	+0,1
part de l'emploi expérimenté	<i>en points</i>	+1,9	-1,1
participation	<i>en points</i>	+2,4	+0,2

## 6 Modification du point de repli dans les négociations salariales des travailleurs expérimentés

On a supposé jusqu'à présent que lorsque les salariés expérimentés négocient leur salaires avec leur employeur, leur point de repli en cas d'échec des négociations correspond à la situation de chômeur indemnisé, tandis que le poste vacant constitue le point de repli des employeurs. Ceci traduit le fait que si l'une des deux parties refuse les termes du nouveau contrat (ici, passer d'un poste non expérimenté à un poste expérimenté et bénéficier de la productivité associée pour l'employeur et du salaire négocié correspondant pour le salarié), le contrat initial est rompu, le salarié se retrouve donc au chômage et l'employeur récupère un poste vacant. Dans cette partie, nous étudions une hypothèse alternative, selon laquelle le fait de refuser une offre de modification du contrat par l'une ou l'autre que ceux observés sur les mêmes postes à temps complet. Cette hausse reste cependant peu significative.

des parties ne constitue pas une rupture du contrat. En cas de refus, les termes du contrat initial (i.e. la situation en tant que travailleur non expérimenté) continuent de s'appliquer : le point de repli correspond alors à la situation du poste non expérimenté. Cette approche peut être justifiée par la théorie du « mutual agreement » (Malcomson, 1999), selon laquelle un nouveau contrat ne peut être accepté ou rompu définitivement que par consentement mutuel, lorsque les deux parties l'ont réciproquement décidé. Selon Malcomson (1999), cette théorie du « mutual agreement » serait applicable aux pays européens, par opposition aux Etats-Unis où c'est davantage la théorie de la relation d'emploi « at will » - cas où chacune des deux parties peut unilatéralement mettre fin au contrat - qui s'applique. La théorie du « mutual agreement » est notamment plus plausible en France en raison des coûts de licenciement encourus par l'employeur en cas d'échec des négociations.

Dans cette section sont étudiées les conséquences de la modification du point de repli lors des négociations salariales sur les effets attendus du RSA sur le marché du travail. Les points de repli du salarié et de l'entreprise lors des négociations sur le salaire associé à un poste expérimenté à temps complet ou à temps partiel correspondent aux gains liés à un poste non expérimenté de même type. Dans cette configuration, le salaire négocié résulte de la maximisation suivante :

$$w_e^i = \operatorname{argmax}(V_e^i - V_{ne}^i)^\gamma (\Pi_e^i - \Pi_{ne}^i)^{1-\gamma} \quad (21)$$

Cette nouvelle formalisation du point de repli nécessite de formuler une hypothèse supplémentaire (qui ne s'avérerait pas nécessaire avec le point de repli initial) : le salaire sur un poste expérimenté n'est négocié qu'au moment de l'embauche. En effet, une re-négociation du salaire des travailleurs expérimentés avec ce nouveau point de repli impliquerait qu'en cas d'échec des négociations, le salarié expérimenté serait déclassé vers un poste non expérimenté, ce qui semble peu plausible au sein d'une même entreprise. Cette hypothèse de négociation unique des salaires est néanmoins acceptable dans ce cadre intertemporel sans évolution des prix, ni chocs exogènes susceptibles d'induire de nouvelles négociations salariales.

L'impact du RSA avec ce nouveau point de repli est ici étudié dans le cas d'un **marché intégré**, avec une **pente du RSA de 0,38** et un taux de temps partiel **exogène** et fixé au **mi-temps**. Dans cette configuration, le changement de point de repli réduit les salaires négociés à temps partiel à l'état initial (en l'absence de RSA). En effet, par rapport au point de repli étudié jusqu'à présent, ce nouveau point de repli pour les travailleurs à temps partiel dépend plus indirectement des gains associés à l'emploi à temps complet. En effet, ces derniers ne peuvent accéder à un emploi à temps complet que s'ils perdent leur emploi au taux  $\lambda_{ne}^{tp}$  et obtiennent un tel emploi à l'issue d'un épisode de chômage. On retrouve donc un rapport entre salaires à temps partiel et à temps complet équivalent à celui observé sur un marché du travail segmenté (de l'ordre de 1/2). Par ailleurs, l'introduction du RSA a cette fois-ci un effet direct sur le point de repli des salariés expérimentés, puisqu'il vient s'ajouter au salaire perçu par les salariés non expérimentés. Lorsque les salariés expérimentés sont éligibles au RSA (cas des seuls travailleurs à temps partiel avec une pente à 0,38), l'impact du RSA sur les salaires des travailleurs expérimentés résulte de

deux effets antagonistes : d'une part, une pression directe à la baisse sur le salaire du poste expérimenté (effet mis en évidence jusqu'à présent) et, d'autre part, une pression à la hausse par le biais d'une augmentation du point de repli.

Les simulations effectuées avec ce nouveau point de repli (cf. tableau 5) montrent que l'effet à la baisse du RSA sur les salaires à temps partiel l'emporte sur l'effet à la hausse du RSA sur le point de repli. Ces derniers enregistrent une réduction de  $-1,1\%$ , qui reste toutefois moins importante que lorsque le point de repli correspondait à la situation de chômeur indemnisé ( $-2,0\%$ )<sup>23</sup>. A temps complet, les salariés expérimentés (non éligibles au RSA) voient leurs salaires augmenter moins fortement avec ce nouveau point de repli ( $+1,3\%$ , contre  $+2,3\%$ ). En effet, leur nouveau point de repli dépend plus indirectement de l'emploi à temps partiel, qui constitue leur seule possibilité de percevoir un RSA significatif : le RSA augmente donc moins leur point de repli.

Suite à l'introduction du RSA dans ce nouveau cadre, la baisse des salaires à temps partiel comme la hausse des salaires à temps complet sont plus limitées, conduisant à une hausse du taux de chômage comparable à celle observée avec un point de repli correspondant aux gains en tant que chômeurs ( $+0,4$  point). L'augmentation de la part des temps partiels dans l'emploi (ainsi que dans les embauches) est néanmoins significativement plus faible, les profits espérés sur un poste à temps partiel augmentant beaucoup moins fortement et les profits espérés sur un poste à temps complet diminuant moins nettement. Le fait que l'on observe une quasi-stabilité de la part de l'emploi expérimenté suite à l'introduction du RSA (contre  $+3,7$  point lorsque le point de repli correspondait à la situation en tant que chômeur) s'explique par la baisse des profits espérés sur un poste expérimenté à temps complet, baisse qui n'est pas compensée par la hausse des profits espérés sur un poste expérimenté à temps partiel : en effet, la hausse de ces derniers est plus faible et leur impact positif sur l'emploi expérimenté est réduit par le fait que la part des emplois à temps partiel progresse moins fortement. Enfin, l'effet du RSA sur la participation reste du même ordre de grandeur, le point de repli n'ayant qu'une influence limitée sur l'évolution de la participation, celle-ci restant principalement déterminée par l'augmentation des gains espérés en tant que chômeur.

---

23. La baisse du salaire négocié à temps partiel avec le nouveau point de repli est ici d'autant plus faible qu'elle s'applique (en taux, comme présenté dans le tableau 5) à un salaire initialement plus faible que celui qui prévalait avec un point de repli correspondant à la situation en tant que chômeur.

TABLE 5 – Effets du RSA sur un marché du travail intégré, avec temps de travail exogène (mi-temps/plein temps) et pente du RSA fixée à 0,38, selon le choix du point de repli

Paramètres		point de repli= $V_{UI}$	point de repli= $V_{ne}$
$w_e^{tc}$	<i>en %</i>	+2,3	+1,3
$w_e^{tp}$	<i>en %</i>	-2,0	-1,1
$u$	<i>en points</i>	+0,4	+0,4
part des temps partiels dans l'emploi	<i>en points</i>	+3,4	+1,1
part des temps partiels dans les embauches	<i>en points</i>	+2,1	+0,9
part de l'emploi expérimenté	<i>en points</i>	+3,7	+0,0
participation	<i>en points</i>	+1,9	+1,4

## 7 Conclusion

Ce modèle stylisé a permis d'illustrer les mécanismes à l'oeuvre suite à l'introduction du RSA sur le marché du travail. Dans le cadre du modèle présenté, le RSA constitue un mécanisme efficace pour accroître la participation au marché du travail des couples mono-actifs et des personnes seules. Néanmoins, son efficacité varie selon les hypothèses en matière de recherche d'emploi. En effet, le chômage diminue davantage et la hausse du taux de participation est plus marquée lorsque la recherche des demandeurs d'emploi est orientée vers un seul type d'emploi que lorsque ces derniers recherchent indifféremment un emploi à temps plein ou à temps partiel. Dans le second cas, leurs perspectives d'évolution en tant que travailleurs à temps partiel sont plus favorables puisqu'ils peuvent espérer obtenir un poste à temps complet à l'issue d'un épisode de chômage. Leur position de repli dans les négociations salariales avec l'employeur en est ainsi améliorée ce qui limite l'effet modérateur du RSA sur le salaire négocié par les travailleurs expérimentés.

Les conséquences de la mesure varient selon la pente retenue. Lorsque les salariés expérimentés sont éligibles au RSA, le RSA se traduit par une baisse de leur salaire négocié et ce, d'autant plus fortement que la pente du RSA est faible (i.e. que le RSA est peu dégressif en fonction du salaire). En effet, le RSA influe sur le salaire négocié par les travailleurs expérimentés par le biais de deux paramètres : le montant maximum (ou revenu garanti) et sa pente. Le premier paramètre est à l'origine d'un effet modérateur sur le salaire négocié dans la mesure où il accroît forfaitairement les gains associés à l'emploi et ce, quel que soit le niveau de salaire négocié. Le second paramètre joue en sens opposé puisqu'une plus forte dégressivité du RSA implique que le salarié doit négocier un salaire plus élevé pour obtenir une hausse donnée de son revenu. Dans le cas des célibataires sans enfant, l'effet du montant maximum auquel le RSA ouvre droit l'emporte sur celui de sa pente et il résulte de sa mise en place une baisse du salaire négocié pour les salariés éligibles. Avec une pente de 0,38 correspon-

dant au barème du RSA qui est entré en vigueur au 1<sup>er</sup> juin 2009, ce n'est le cas que pour les salariés peu qualifiés expérimentés à temps partiel en mesure de négocier leur salaire. Cette pression à la baisse de leur salaire négocié ne se traduit toutefois pas par une réduction de leurs revenus globaux dans la mesure où le montant du RSA perçu fait plus que compenser la perte de salaire. Les travailleurs expérimentés à temps complet, quant à eux, ne sont pas éligibles au RSA avec ce nouveau barème : le RSA n'influe donc sur leur salaire négocié que via l'augmentation de leur point de repli lors des négociations. Cette hausse des salaires négociés pour les travailleurs à temps complet s'accompagne même d'une faible augmentation du chômage dans le cas d'un marché du travail intégré. Néanmoins, l'effet sur la participation reste conséquent même avec une telle pente.

Le RSA affecte également la composition de l'emploi. Lorsque le temps de travail associé à un poste à temps partiel est fixé à un mi-temps, sa mise en oeuvre induit une hausse de la part de l'emploi expérimenté ainsi que de la part des emplois à temps partiel dans l'emploi total. L'augmentation de la première (de la seconde) est plus importante lorsque la pente du RSA est faible (forte). En effet, la baisse du salaire négocié étant plus marquée lorsque le RSA n'est pas trop pentu, les employeurs ont davantage intérêt à promouvoir leurs travailleurs. Un RSA plus pentu (comme c'est le cas avec une pente à 0,38) bénéficie davantage aux salariés à temps partiel qu'aux travailleurs à temps complet et conduit donc les employeurs à davantage offrir ce type d'emploi. L'augmentation de la part de l'emploi à temps partiel, même si elle reste relativement limitée dans ce cadre théorique, constitue un des risques associés à la mise en oeuvre du RSA. Conjuguée à la pression à la baisse du salaire d'équilibre des plus expérimentés à temps partiel suite à l'introduction du RSA, ces résultats confortent plutôt l'idée selon laquelle la mesure risque de subventionner durablement les emplois au bas de l'échelle des salaires. Cependant, quelle que soit la pente retenue, les salariés sont plus souvent promus vers un poste expérimenté ce qui relativise quelque peu ce risque d'enfermement des travailleurs dans des carrières salariales peu favorables.

Cette étude des effets du RSA sur l'équilibre du marché du travail présente plusieurs limites. D'abord, l'analyse est menée en équilibre partiel sans tenir compte des effets de bouclage macroéconomiques. En particulier, le financement du dispositif n'a pas été intégré. Or, il est susceptible d'avoir un effet sur l'efficacité du dispositif et d'affecter d'autres agents que ceux concernés par ce dernier, compte tenu de l'option retenue consistant à instaurer une taxe sur les revenus du patrimoine. Ensuite, les effets de la mesure n'ont été étudiés que sur la population sur laquelle elle est susceptible d'avoir les effets les plus positifs. Ses conséquences risquent d'être moins favorables sur le taux d'emploi des couples bi-actifs comme le montrent les études anglo-saxonnes qui concluent à un effet négatif des crédits d'impôts sur l'offre de travail du second travailleur du couple. En France, Laroque et Salanié (2002) ont déjà mis en évidence un tel effet dans le cas d'une « allocation compensatrice de revenus » à partir d'un modèle d'offre de travail en montrant que les femmes ayant un conjoint en emploi avaient intérêt à réduire leurs temps de travail contrairement aux femmes isolées ou en couple mono-actifs. Les premières étant plus nombreuses que les secondes, il en résultait un développement du travail à temps partiel aux dépens

du travail à temps plein. Enfin, l'ensemble des prestations en vigueur dans l'économie actuelle n'est pas pris en compte, notamment la PPE (dont une partie subsiste avec la mise en place du RSA) ainsi que les prestations et majorations liées à la présence d'enfants.

## 8 Bibliographie

- [1] Abowd, J. et Allain (1996), "Compensation structure and product market competition", *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 41-42, janvier-juin, p. 207-218.
- [2] Acemoglu, D. (2001), "Good Jobs versus Bad Jobs," *Journal of Labor Economics*, vol. 19, n° 1, p. 1-21.
- [3] Azmat, G.Y. (2005) "The Incidence of an Earned Income Tax Credit : Evaluating the Impact on Wages in the UK", *mimeo*, London School of Economics, November 1, 2005.
- [4] Blundell R., Duncan A., McCrae J. et C., Meghir (2000), "The Labour Market Impact of the Working Families's Tax Credit", *Fiscal Studies*, vol. 21, n° 1, p. 75-104.
- [5] Blundell, R., Brewer, M., Reed, H. and A., Shephard (2005), "Evaluating the market impact of Working Families' Tax Credit using difference-in-differences", *Revenue Working Paper* n° 4.
- [6] Bonnefoy, V., Mikol, F., Mirouse, B. et A., Vicard (2008) "La prime pour l'emploi : un dispositif bien connu dans son principe, peu dans ses modalités", *Premières Synthèses*, Dares, n° 24.2.
- [7] Brewer, M., Duncan, A., Shephard, A. et M.J., Suarez (2006), "Did Working Families' Tax Credit Work? The Impact of In-work Support on Labour Supply in Great Britain", *Labour Economics*, n° 13, p. 699-720.
- [8] Cahuc, P., Lehmann, E. (2002), "Faut-il inciter l'offre ou la demande de travail peu qualifié?", *Revue économique*, vol. 53, n° 6, p. 1305-1327.
- [9] Campens, E. (2006) "Doit-on stimuler l'offre de travail?", *mimeo*, INRA Grenoble.
- [10] Clément, M. et B., Junod (2006), "Les bénéficiaires du RMI et de l'ASS : un sur huit cumule temporairement allocation et revenu d'activité, fin 2003", *Premières Synthèses*, Dares, n° 26.3.
- [11] Cochard, M. et B., Junod-Mesqui (2008), "Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile", *Economie et Statistique*, n° 412, pp. 57-80.
- [12] Deroyon, T., Hennion, M., Maigne, G. et L., Ricroch (2008), "L'influence des incitations financières sur le retour à l'emploi des bénéficiaires du RMI", *in RMI, l'état des lieux* sous la direction de M. Lelièvre et E. Nauze-Fichet, La Découverte (eds), Paris.
- [13] Doisy, S., Duchêne S. et C. Gianella (2004), "Un modèle d'appariement avec hétérogénéité du facteur travail : un nouvel outil d'évaluation des politiques économiques", *Economie et Prévision*, vol. 162, p. 1-22.
- [14] Dormont, B. (1997), "L'influence du coût du travail sur la demande de travail", *Economie et Statistique*, n° 301-303, p. 95-109.
- [15] Dormont, B. et M., Pauchet (1997), "L'élasticité de l'emploi au coût salarial dépend-elle des structures de qualification?", *Economie et Statistique*, n° 301-303, p. 149-168.
- [16] Eissa, N. et H., Hoynes (1998), "The Earned Income Tax Credit and the Labor Supply of Married Couples", *NBER Working Paper* n° 6856.

- [17] Eissa, N. et H., Hoynes (2004), "Taxes and the Labor Market Participation of Married Couples : The Earned Income Tax Credit", *Journal of Public Economics*, vol. 88, n° 9-10, p. 1931-1958.
- [18] Francesconi, M. et W., Van der Klaauw (2004), "The Consequence of "In-Work" Benefit Reform in Britain : New Evidence from Panel Data", *IZA Discussion Paper* n° 1248.
- [19] Galtier, B. (1999), "Le temps partiel est-il une passerelle vers le temps plein ?", *Economie et Statistique*, n° 321-322, p. 79-87.
- [20] Gregg, P. et S., Harkness (2003), "Welfare Reform and Lone Parents in the UK", *CMPO Working Paper Series* n° 03/072.
- [21] Gauthier, S. (2008), "Assistance et Emploi. Le comportement des allocataires du RMI face aux politiques publiques d'incitation à l'emploi", *Document de travail du CREST* n° 2008-1, Janvier, 156 p.
- [22] Gianella, C. (2006), "Les trente-cinq heures : un réexamen des effets sur l'emploi", *Economie et Prévision*, vol. 175-176, p. 163-178.
- [23] Granier, P. et X., Joutard (2004), "Temps partiel et minima sociaux dans un modèle de recherche d'emploi d'équilibre", *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 73, p. 23-52.
- [24] Gurgand, M. et D., Margolis, 2002, "RMI et revenus du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi", *Economie et statistique*, n° 346-347, p. 103-116.
- [25] Gurgand M. et D., Margolis, 2008, "Does work pay in France? Monetary incentives, hours constraints, and the guaranteed minimum income", *Journal of Public Economics*, n° 92, p. 1669-1697.
- [26] Hotz, V.J., Mullin, C.H. et J.K., Scholz (2005), "Examining the Effect of the Earned Income Tax Credit on the Labor Market Participation of Families on Welfare", *California Center for Population Research Working Paper*, CCPR-065-05, December 2005.
- [27] Hamermesh, D. (1993), *Labour Demand*, Princeton University Press.
- [28] Legendre F. et P., Lemaitre (2001), "La sensibilité de l'emploi au coût du travail. Une exploration à partir des données de panel", *Economie et Prévision*, vol. 150-151, n° 4-5, p. 1-11.
- [29] Leigh, A. (2007), "Who Benefits from the Earned Income Tax Credit ? Incidence Among Recipients, Coworkers and Firms", *mimeo* Australian National University, Research School of Social Sciences.
- [30] Laroque, G. et B. Salanié (2002), "Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi", *Revue Economique*, vol.53, n°6, pp. 1127-1147.
- [31] L'Horty, Y. et D., Anne (2002), "Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi", *Economie et Statistique*, n° 357-358, p. 49-70.
- [32] Looney, A. (2005), "The Effects of Welfare Reform and Related Policies on Single Mothers' Welfare Use and Employment", *Federal Reserve Board*, n° 2005-45.
- [33] Malcomson, James M. (1999), "Individual employment contracts", in *Handbook of Labor Economics*, ed. by O. Ashenfelter and D. Card, volume 3, chapter 35, p. 2291-2372.

- [34] Meyer, B. et D., Rosenbaum (1999), "Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers", *NBER Working Paper* n° 7363.
- [35] Meyer, B. et D., Rosenbaum (2000), "Making Single Mothers Work : Recent Tax and Welfare Policy and its Effects", *National Tax Journal*, vol. 53, n° 4, Part 2, December.
- [36] Meyer, B. et D., Rosenbaum (2001), "Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, n° 3, August.
- [37] OCDE (2007), "Annex 4 : explaining differences in hours worked among OECD countries : an empirical exercise", in *Working Party No. 1 on Macroeconomic and Structural Policy Analysis, ECO/CPE/WP1(2007)11/ANN4*, September.
- [38] Parmentier (2006), "Faut-il subventionner le travail à temps partiel?", Discussion Paper n°2006-34 du département des Sciences Economiques de l'Université Catholique de Louvain.
- [39] Pissarides, C.A. (1990), *Equilibrium Unemployment Theory*, Basil Blackwell (eds), Oxford : Oxford University Press.
- [40] Rothstein, J. (2005), "The Mid-1990s EITC Expansion : Aggregate Labor Supply Effects and Economic Incidence", *mimeo*, Princeton University.
- [41] Stancanelli, E. (2007), "Evaluating the Impact of the French tax credit on the employment rate of women", *Document de travail de l'OFCE* n° 2007-33.
- [42] Stancanelli, E. et Sterdyniak, H. (2004), "Un bilan des études sur la Prime Pour l'Emploi", *Revue de l'OFCE*, n° 88, janvier.
- [43] Tabet, N. et X., Viney (2008), "Les tensions sur le marché du travail au deuxième trimestre 2008", *Premières informations*, Dares, n° 46.2.

## A Annexe : équations du modèle avec un marché du travail intégré

Dans cette annexe, ne sont données que les équations qui diffèrent de celles du modèle avec deux marchés du travail segmentés. **Les équations de flux sont les suivantes :**

$$\begin{aligned}
 (s(\theta) + \delta)u_I &= \lambda_{ne}^{tp} l_{ne}^{tp} + \lambda_{ne}^{tc} l_{ne}^{tc} + \lambda_e^{tp} l_e^{tp} + \lambda_e^{tc} l_e^{tc} \\
 s(\theta)u_{NI} &= \delta u_I \\
 t_p s(\theta)(u_I + u_{NI}) &= (\lambda_{ne}^{tp} + \mu^{tp}) l_{ne}^{tp} \\
 (1 - t_p) s(\theta)(u_I + u_{NI}) &= (\lambda_{ne}^{tc} + \mu^{tc}) l_{ne}^{tc} \\
 \mu^{tp} l_{ne}^{tp} &= \lambda_e^{tp} l_e^{tp} \\
 \mu^{tc} l_{ne}^{tc} &= \lambda_e^{tc} l_e^{tc}
 \end{aligned}$$

**Les gains espérés des employeurs sur les différents types de postes sont définis par :**

Pour  $i \in \{tp, tc\}$  :

$$\begin{aligned}
 rV^{tp} &= -k^{tp} t_p + h(\theta)(\Pi_{ne}^{tp} - V^{tp}) \\
 rV^{tc} &= -k^{tc}(1 - t_p) + h(\theta)(\Pi_{ne}^{tc} - V^{tc})
 \end{aligned}$$

On suppose que le coût associé au fait d'offrir un emploi vacant à temps partiel (resp. à temps plein) est proportionnel à la part des postes à temps partiel (resp. des postes à temps complet) dans les embauches. En effet, on peut penser que les entreprises offrant le même type de poste se concurrencent davantage entre elles dans la mesure où elles sont susceptibles d'être plus concentrées dans certains secteurs ou de proposer le même type de tâche. Cette concurrence accrue entraîne un besoin croissant de visibilité, de publicité etc., d'où au final un coût de postage par poste offert de plus en plus élevé.

Les équations de profits sur des postes occupés ( $\Pi_{ne}^i$  et  $\Pi_e^i$ ) se définissent comme précédemment ainsi que les taux de promotion optimaux.

**Les conditions de libre entrée sur le marché des biens se définissent ainsi :**

$$\begin{aligned}
 \frac{k^{tc}(1 - t_p)}{h(\theta)} &= \frac{y_{ne}^{tc} - w_{min}^{tc}(1 + \tau_{ne}) + \mu^{tc}(\Pi_e^{tc} - CF^{tc})}{(r + \mu^{tc} + \lambda_{ne}^{tc})} \\
 \frac{k^{tp} t_p}{h(\theta)} &= \frac{y_{ne}^{tp} - w_{min}^{tp}(1 + \tau_{ne}) + \mu^{tp}(\Pi_e^{tp} - CF^{tp})}{(r + \mu^{tp} + \lambda_{ne}^{tp})}
 \end{aligned}$$

**Equations de gains espéré des salariés sur les différents types de postes :**

Les équations des gains espérés des salariés en emploi expérimenté et non expérimenté s'écrivent comme précédemment, en revanche, les demandeurs d'emploi ont maintenant la possibilité de postuler sur les deux types de postes, à temps

complet et à temps partiel et leurs équations de gains espérés sont donc modifiées.

$$rV_{UNI} = RMI + t_p s(\theta)(V_{ne}^{tp} - V_{UNI}) + (1 - t_p) s(\theta)(V_{ne}^{tc} - V_{UNI})$$

Et pour  $i = tp, tc$  :

$$rV_{UI}^i = z^i + t_p s(\theta)(V_{ne}^{tp} - V_{UI}^i) + (1 - t_p) s(\theta)(V_{ne}^{tc} - V_{UI}^i) + \delta(U_{NI} - U_I^i)$$

### Détermination du salaire négocié sur un poste expérimenté à temps complet

Le salaire négocié résulte de la maximisation du gain net des deux acteurs comme dans le cas du modèle avec marchés du travail segmentés mais les équations de gains étant modifiées, le salaire d'équilibre qui en résulte l'est également. Les salariés expérimentés à temps complet n'étant plus éligibles au RSA au-delà d'un certain taux de dégressivité, il est nécessaire d'introduire l'indicatrice  $I_{RSA(w_e^{tc}) \neq 0}$  qui vaut 1 si ces derniers sont éligibles au RSA (cas de la pente à 0, 3) et 0 sinon (cas de la pente à 0, 38).

- Point de repli en cas d'échec des négociations égal aux gains en tant que chômeur indemnisé (section 4) :

$$w_e^{tc} = \frac{\gamma y_e^{tc}}{1 + \tau_e} + \frac{(1 - \gamma)(rV_{UI}^{tc} - b_{max})}{1 - p}$$

$$w_e^{tp} = \frac{\gamma y_e^{tp}}{1 + \tau_e} + \frac{(1 - \gamma)(rV_{UI}^{tp} - b_{max})}{1 - p}$$

- Point de repli en cas d'échec des négociations égal aux gains en tant que travailleur sur un poste non qualifié de même temps de travail (section 6) :

$$w_e^{tc} = \frac{\gamma}{1 + \tau_e} \left[ y_e^{tc} - \frac{(r + \lambda_e^{tc})(y_{ne}^{tc} - w_{min}^{tc}(1 + \tau))}{r + \lambda_{ne}^{tc}} \right]$$

$$+ \frac{1 - \gamma}{1 - p I_{RSA(w_e^{tc}) \neq 0}} \left[ \frac{rV_{UI}(\lambda_{ne}^{tc} - \lambda_e^{tc}) + (w_{min}^{tc}(1 - p) + b_{max})(r + \lambda_e^{tc})}{r + \lambda_{ne}^{tc}} - b_{max} I_{RSA(w_e^{tc}) \neq 0} \right]$$

$$w_e^{tp} = \frac{\gamma}{1 + \tau_e} \left[ y_e^{tp} - \frac{(r + \lambda_e^{tp})(y_{ne}^{tp} - w_{min}^{tp}(1 + \tau))}{r + \lambda_{ne}^{tp}} \right]$$

$$+ \frac{1 - \gamma}{1 - p} \left[ \frac{rV_{UI}(\lambda_{ne}^{tp} - \lambda_e^{tp}) + (w_{min}^{tp}(1 - p) + b_{max})(r + \lambda_e^{tp})}{r + \lambda_{ne}^{tp}} - b_{max} \right]$$

- N° 1 *La négociation salariale de branche entre 1985 et 1993*, par Olivier BARRAT (DARES), septembre 1994.
- N° 2 *Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude sur la période 1984-1992*, par S. LAGARDE (INSEE), E. MAURIN (DARES), C. TORELLI (INSEE), octobre 1994.
- N° 3 *L'impact du coût sur la substitution capital-travail*, par Ferhat MIHOUBI (DARES), novembre 1994.
- N° 4 *Éducation, expérience et salaire. Tendances et évolutions de long terme*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), novembre 1994.
- N° 5 *Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), décembre 1994.
- N° 6 *Perception et vécu des professions en relation avec la clientèle*, par Sabine GUYOT et Valérie PEZET (Institut pour l'amélioration des conditions de travail), déc. 1994.
- N° 7 *Collectifs, conflits et coopération dans l'entreprise*, par Thomas COUTROT (DARES), février 1995.
- N° 8 *Comparaison entre les établissements des PME des grandes entreprises à partir de l'enquête RÉPONSE*, par Anna MALAN (DARES) et Patrick ZOUARY (ISMA), septembre 1996.
- N° 9 *Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : une approche sur données d'entreprises*, par Gilbert CETTE et Élisabeth KREMP (Banque de France), novembre 1996.
- N° 10 *Les rythmes de travail*, par Michel CÉZARD et Lydie VINK (DARES), décembre 1996.
- N° 11 *Le programme d'entretien auprès des 900 000 chômeurs de longue durée - Bilan d'évaluation*, par Marie RUAULT et René-Paul ARLANDIS (DARES), mars 1997.
- N° 12 *Créations et suppressions d'emplois et flux de main-d'oeuvre dans les établissements de 50 salariés et plus*, par Marianne CHAMBAIN et Ferhat MIHOUBI (DARES), avril 1997.
- N° 13 *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis*, par Olivier CORTES et Sébastien JEAN (CEPII), mai 1997.
- N° 14 *Bilan statistique de la formation professionnelle en 1995-1996* - DARES, mai 1997.
- N° 15 *Les bas salaires en France 1983-1997*, par Pierre CONCIALDI (IRES) et Sophie PONTHEUX (DARES), octobre 1997.
- N° 16 *Les jeunes en difficulté à travers le réseau des missions locales et des PAIO entre 1994 et 1996 - Résultats du panel TERSUD de 1997*, DARES et DIJ, janvier 1998.
- N° 17 *L'impact macro-économique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macro-économiques*, DARES (Mission analyse économique), SEMEF-BDF, OFCE, janvier 1998.
- N° 18 *L'opinion des Français face au chômage dans les années 80-90*, par Jacques CAPDEVIELLE et Arlette FAUGERES (CEVIPOF), janv. 1998.
- N° 19 *Intéressement et salaires : Complémentarité ou substitution ?* par Sylvie MABILE, DARES, mars 1998.
- N° 20 *L'impact économique de l'immigration sur les pays et régions d'accueil : modèles et méthodes d'analyse*, par Hubert JAYET, Université des sciences et technologies de Lille I, avril 1998.
- N° 21 *Analyse structurelle des processus de création et de suppression d'emplois*, par Frédéric KARAMÉ et Ferhat MIHOUBI, DARES, juin 1998.
- N° 22 *Quelles place pour les femmes dans les dispositifs de la politique de l'emploi entre 1992 et 1996 ?*, par Franck PIOT, DARES, août 1998.
- N° 23 *Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail*, par Lionel DOISNEAU, DARES, sept. 1998.
- N° 24 *Le programme « Nouveaux services-Emplois jeunes », d'octobre 1997 à octobre 1998*, par Françoise BOUYGARD, Marie-Christine COMBES, Didier GÉLOT, Carole KISSOUN, DARES, novembre 1998.
- N° 25 *Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale*, par Sandrine DUCHÊNE et Alain JACQUOT, DARES et INSEE, mars 1999.
- N° 26 *Stratégies concurrentielles et comportements d'emploi dans les PME - Un état de la littérature*, par Philippe TROUVÉ, avril 1999.
- N° 27 *Effets sur les trajectoires des chômeurs d'un passage dans deux dispositifs de politique d'emploi (CES-SIFE), Rapport final pour la convention du 15/06/98 (n° 98020) passée entre le Gréquam et la Dares*, Christelle BARAILLER, mai 1999.
- N° 28 *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, par Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX, ERMES- Paris II et DARES, juin 1999.
- N° 29 *Les allocataires du RMI et l'emploi*, par Dominique ARNOUT (Rapport de stage), juin 1999.
- N° 30 *Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail*, par Anne-Lise AUCOUTURIER, Thomas COUTROT (DARES) et Étienne DEBAUCHE (Université Paris X-Nanterre), septembre 1999.
- N° 31 *Le mandatement dans le cadre de la loi du 13 juin 1998*, par Christian DUFOUR, Adelheid HEGE, Catherine VINCENT et Mouna VIPREY (IRES), octobre 1999.
- N° 32 *L'effort financier des collectivités locales dans la lutte contre le chômage et pour l'aide à l'emploi*, par Jacques ABEN, Paul ALLIES, Mohammad-Saïd DARVICHE, Mohammed DJOULDEM, Muriel FROEHLICH, Luis DE LA TORRE, octobre 1999.
- N° 33 *La dynamique asymétrique des flux de création et de suppression d'emplois : une analyse pour la France et les États-Unis*, par Frédéric KARAMÉ (DARES), nov. 1999.
- N° 34 *Évaluation d'une mesure de politique pour l'emploi : la convention de conversion*, par Marc WEIBEL (rapport de stage), janvier 2000.
- N° 35 *Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail*, par Murielle FIOLE, Vladimir PASSERON et Muriel ROGER, janvier 2000.
- N° 36 *La durée annuelle et l'aménagement du temps de travail en 1994*, par Annie DELORT et Valérie LE CORRE, février 2000.
- N° 37 *Analyse des premiers accords conventionnés de passage à 35 heures - Étude monographique de 12 accords*, par Pierre BOISARD et Jérôme PELISSE, février 2000.
- N° 38 *Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?*, par Sébastien JEAN (CEPII), août 2000.
- N° 39 *La mise en œuvre de la formation dans les contrats de qualification - Rapport final*, par Marie-Christine COMBES (GPI-MIS), octobre 2000.
- N° 40 *L'impact du développement des services sur les formes du travail et de l'emploi - Rapport final pour la Dares* -, par Christian du TERTRE et Pascal UGHETTO (IRIS-Université Paris-IX-Dauphine), novembre 2000.
- N° 41 *Le suivi du plan social par l'employeur au service de l'amélioration du processus décisionnel : l'apport de trois études de cas*, par Christophe CORNOLT, Yves MOULIN et Géraldine SCHMIDT (Université Nancy II), février 2001.
- N° 42 *L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines : une enquête exportatrice auprès des grandes entreprises françaises*, par Sabine MONTAGNE et Catherine SAUVIAT (IRES), mars 2001.
- N° 43 *L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage (Convention d'étude Dares-Ires)*, par Hervé HUYGHUES DESPOINTE, Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER, mars 2001.
- N° 44 *L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite*, par Antoine BOMMIER, Thierry MAGNAC et Muriel ROGER, avril 2001.
- N° 45 *Étude de la démographie des organismes de formation continue*, par Isabelle BAUDEQUIN, Annie CHANUT, Alexandre MELIVA (DARES et CEREQ), juin 2001.
- N° 46 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite. Une approche par métiers*, par Agnès TOPIOL (DARES), juillet 2001.
- N° 47 *Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelles*, par Agnès TOPIOL (DARES), juin 2001.
- N° 48 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite*, juillet 2001.
- N° 49 *L'information statistique sur la participation des entreprises à la formation continue : état des lieux et évolutions possibles*, août 2001.
- N° 50 *Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers DIANE). Panel DIANE/UNEDIC, période 1991-1999*, par Anne SAINT-MARTIN (DARES), janvier 2002.
- N° 51 *Dynamique des métiers et usage de l'informatique : une approche descriptive*, par Thomas COUTROT (DARES) et Jennifer SIROTEAU, février 2002.
- N° 52 *Licenciements et marchés financiers : les illégitimités de la convention financière*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 53 *Mécanisme du plan de licenciement : déconstruction d'argumentaires économiques de projets de licenciements*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 54 *À la recherche du temps gagné : des salariés face aux 35 heures*, par Jérôme PELISSE (CEE), mai 2002.
- N° 55 *La réduction du temps de travail en Lorraine : enjeux, négociations et pratiques des entreprises*, par Lionel JACQUOT (LASTES) et Nora SETTI (GREE), avril 2002.
- N° 56 *Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie*, par Marc-Antoine ESTRADE et Dominique MEDA (DARES), mai 2002.
- N° 57 *Enquête passages : projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures - Guide méthodologique et analyse préliminaires*, par Mathieu BUNEL, juillet 2002.
- N° 58 *Cohésion sociale, emploi et compétitivité : éléments pour un débat*, par Rachel BEAUJOLIN-BELLET, Marc-Antoine ESTRADE, Jean-Yves KERBOUC'H, Tristan KLEIN, Frédéric LERAI, Dominique MEDA, Anne SAINT-MARTIN, Frédéric TRIMOUILLE (DARES), août 2002.
- N° 59 *La politique de l'emploi au prisme des territoires*, par Thierry BERTHET, Philippe CUNTIGH (CERVL-CEREQ) et Christophe GUITTON (DARES), septembre 2002.
- N° 60 *Comparaison internationales de durée et de productivité*, par Odile CHAGNY et Mireille BRUYERE (Observatoire Français des Conjonctures Économiques), sept. 2002.
- N° 61 *L'effet des 35 heures sur la durée du travail des salariés à temps partiel*, par Aline OLIVEIRA (ENSAE) et Valérie ULRICH (DARES), sept. 2002.
- N° 62 *Les effets du dispositif d'intéressement sur l'insertion au marché du travail des bénéficiaires de l'allocation chômage*, par Nadia ALIBAY et Arnaud LEFRANC (Université de Cergy-Pontoise), octobre 2002.
- N° 63 *Normes d'emploi et marché du travail dans les métiers liés aux technologies de l'information*, par Yannick FONDEUR et Catherine SAUVIAT (DARES), nov. 2002.
- N° 64 *Enquête « RÉPONSE » 1998 - Questionnaire « Représentants du personnel » - De la participation au conflit*, par Daniel FURJOT (DARES), déc. 2002.
- N° 65 *Développement et dialogue social - Les TPE face aux 35 heures*, par Pascal CHARPENTIER (CNAM) et Benoît LEPLÉY (GIP-MIS), janvier 2003.
- N° 66 *La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS*, par Frédéric LAINÉ, mars 2003.
- N° 67 *Un indicateur régional d'évolution mensuelle d'emploi dans les établissements de 50 salariés ou plus*, par Magda TOMASINI, avril 2003.
- N° 68 *La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999*, par Véronique JANOD et Anne Saint-Martin, avril 2003.
- N° 69 *Discrimination et emploi : revue de la littérature*, par Hélène GARNER-MOYER, mai 2003.
- N° 70 *Impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage - 2ème partie Espagne - Italie*, par Florence LEFRESNE (IRES) et Carole TUCHSZIRER (IRES), mai 2003.
- N° 71 *Souplesse et sécurité de l'emploi : Orientations d'études et de recherches à moyen terme*, coordination par Carole Yerochewski, juin 2003.
- N° 72 *Séries de données sur les mouvements de main-d'oeuvre 1996-2001*, par Lucile Richet-Mastain, juillet 2003.
- N° 73 *35 heures et mise en oeuvre des dispositifs de modulation/annualisation dans les enquêtes REPONSE et PASSAGES*, par Matthieu Bunel, août 2003
- N° 74 *Le licenciement pour motif personnel : une catégorie juridique aux contours flous et difficiles à cerner par les statistiques administratives*, par Maria-Teresa Pignoni et Patrick Zouary (Si2S), octobre 2003
- N° 75 *Plan national d'action pour l'emploi 2003. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail et Norbert Holcblat, octobre 2003.
- N° 76 *Les estimations mensuelles d'emploi salarié dans le secteur concurrentiel*, par Raphaël Cancé, octobre 2003.

- N° 77 *Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT*, par Gilbert CETTE (CEDERS), Nicolas DROMEL (GREQAM) et Dominique Méda (DARES), novembre 2003.
- N° 78 *Trajectoires passées par un emploi à bas salaire. Une étude à partir du panel européen des ménages*, par Bertrand LHOMMEAU (DARES), novembre 2003.
- N° 79 *Evaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail*, par Delphine BROCHARD (MATISSE-CNRS), novembre 2003.
- N° 80 *Les disparités de rémunération entre hommes et femmes : la situation de quatre branches professionnelles*, par Fathi FAKHFAKH (Université Paris II - ERMES), Séverine LEMIERE (Université du Littoral - MATISSE), Marie-Pierre MERLATEAU (Université Paris II - ERMES) et Dominique MEURS (Université Paris II - ERMES), janvier 2004.
- N° 81 *Arbitrage entre flexibilité interne et flexibilité externe : une analyse empirique*, par Matthieu BUNEL (IREGE - Université de Savoie), mai 2004.
- N° 82 *Dossier Age et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Frédéric LERAIS et Pierre MARIONI, mai 2004.
- N° 83 *La contribution des femmes à la performance* : une revue de la littérature, par Sophie LANDRIEUX-KARTOCHIAN (Université Paris I - Panthéon Sorbonne, CERGORS), octobre 2004
- N° 84 *En 2002, l'insertion des jeunes dans l'emploi se fait plus ou moins lentement selon les pays européens*, par François BRUNET, octobre 2004.
- N° 85 *Etude de qualité sur le questionnement relatif au temps de travail dans les enquêtes Acemo*, par l'ENSAE Junior Etudes, octobre 2004.
- N° 86 *Les processus de mise en oeuvre de l'offre de formation Unédic dans le cadre du PARE* (plan d'aide au retour à l'emploi), par Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZI RER (IRES), avec la collaboration statistique de Hervé Huyghues Despointes, octobre 2004.
- N° 87 *Quels effets de la négociation salariale d'entreprise sur l'évolution des salaires entre 1999 et 2001 ?*, par Abdenor BRAHAMI et Catherine DANIEL, novembre 2004.
- N° 88 *Plan national d'action pour l'emploi 2004. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail, novembre 2004.
- N° 89 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares) et E. YILMAZ (stagiaire du DESS «Techniques statistiques et informatiques» Université Panthéon Assas Paris 2), décembre 2004.
- N° 90 *Les pouvoirs du temps. La transformation des régulations dans les organisations du travail après la RTT*, par Michel PEPIN, en collaboration avec Bernard DOERFLINGER, Yves JORAND, Myriame MAUFROY (ESSOR Consultants), janvier 2005.
- N° 91 *Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité*, par Catherine ACHIN, Dominique MEDA, Marie WIERINK, janvier 2005.
- N° 92 *La place du travail dans l'identité*, par Hélène GARNER, Dominique MEDA (Dares), et Claudia SENIK (Delta, Paris IV), janvier 2005.
- N° 93 *Audit de l'enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre (EMMO)*, par Heidi WECHTLER, janvier 2005.
- N° 94 *Modalités de passage à 35 heures des TPE*, par Victor DE OLIVEIRA, février 2005
- N° 95 *Evaluation des politiques d'emploi : la deuxième génération des panels des bénéficiaires*, par Christine CHARPAIL, Tristan KLEI, Serge ZILBERMAN, février 2005.
- N° 96 *Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord*, par Violaine DELTEIL et Dominique REDOR (GIPMIS), février 2005.
- N° 97 *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup Wolff (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 97bis *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique. Annexes*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup WOLFF (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 98 *La mixité professionnelle : les conditions d'un développement durable*, par Mcihèle FORTE, Myriam NISS, Marie-Claude REBEUH, Emmanuel TRIBY (BETA, Cereq, Université Louis Pasteur de Strasbourg), février 2005.
- N° 99 *Bilan d'activité 2003 des missions locales et des PAIO*, par Camille BONAÏTI (Dares) et Amaria SEKOURI (DGEFP), avril 2005.
- N° 100 *RTT et organisation du travail : l'incidence des lois Aubry II*, par P. CHARPENTIER (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), H. HUYGHUES DESPOINTES, M. LALLÈMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BARON (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
- N° 101 *Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs*, par Véronique REMY, juillet 2005.
- N° 102 *Les réticences à entrer dans le cadre légal des 35 heures*, par Y. JORAND et J.-M. GELIN (Selarj ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (CGS), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
- N° 103 *Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique*, par Stéphanie JAMET (Dares lors de la réalisation de l'étude), août 2005.
- N° 104 *La négociation de branche sur la formation professionnelle : les apports de la négociation de branche suite à la réforme de la formation professionnelle tout au long de la vie*, par Caroline RIVIER et Carine SEILER, sous la direction de Jean-Marie LUTTRINGER (Circé), septembre 2005.
- N° 105 *Après un contrat aidé : les conditions de vie s'améliorent*, par Emmanuel BERGER et Tristan KLEIN, septembre 2005.
- N° 106 *Difficultés d'emploi, santé et insertion sociale*, par François BRUN, Colette LEYMARIE, Emma MBIA, Patrick NIVOLLE (Centre d'études de l'emploi), collaboration extérieure : Marie MARIN, octobre 2005.
- N° 107 *La sécurisation des trajectoires professionnelles*, par Dominique MEDA et Bertrand MINAULT, octobre 2005.
- N° 108 *Le licenciement des salariés protégés. Processus et enjeux*, par Mario CORREIA (Institut du travail d'Aix-en-Provence, LEST) et Nicole MAGGI-GERMAIN (Institut des sciences sociales du travail, Université Paris I, Panthéon-Sorbonne, DCS), février 2006.
- N° 109 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activité (nomenclature 2003 niveau 31) - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares), mars 2006.
- N° 110 *Les relations professionnelles dans les pays d'Europe centrale et orientale au tournant de l'entrée dans l'Union européenne. Survey de littérature*, par M. WIERINK, mars 2006.
- N° 111 *Renégocier la RTT. Les enseignements de 16 démarches d'entreprise*, par M. PEPIN, B. DOERFLINGER, Y. JORAND, P. NICOLAS (Essor Consultants) et D. TONNEAU (Ecole des Mines de Paris), avril 2006.
- N° 112 *La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé*, par Etienne DEBAUCHE et Stéphane JUGNOT, avril 2006.
- N° 113 *La politique spécifique de l'emploi et de la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE*, par Karl EVEN et Tristan KLEIN, avril 2006.
- N° 114 *Stratégie européenne pour l'emploi. Évaluation des politiques de l'emploi et du marché du travail en France (2000-2004)*, coordination Christine CHARPAIL et Frédéric LERAIS, avril 2006.
- N° 115 *Les expositions aux risques professionnels - Les ambiances et contraintes physiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 116 *Pourquoi les moins qualifiés se forment-ils moins ?*, par Camille BONAÏTI, Aurore FLEURET, Patrick POMMIER, Philippe ZAMORA, juillet 2006.
- N° 117 *Le CDD : un tremplin vers le CDI dans deux tiers des cas... mais pas pour tous*, par Bérangère JUNOD, juillet 2006.
- N° 118 *Les expositions aux risques professionnels - Les produits chimiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 119 *Anticipation et accompagnement des restructurations d'entreprises : dispositifs, pratiques, évaluation*, par R. BEAUJOLIN-BELLET (coordination), Ch. CORNOLTI, J.-Y. KERBOUC'H, A. KUHN, Y. MOULIN (Reims Management School), et la collaboration de J.-M. BERGERE, F. BRUGGEMAN, B. GAZIER, D. PAUCARD, C.-E. TRIOMPHE, octobre 2006.
- N° 120 *Les expositions aux risques professionnels - Les contraintes organisationnelles et relationnelles - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), octobre 2006.
- N° 121 *Les expositions aux risques professionnels par famille professionnelle - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), décembre 2006.
- N° 122 *Intérim : comparaison de sources*, par Basma SAADAoui, en collaboration avec Nicolas de RICCARDIS, mars 2007.
- N° 123 *Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels. Une approche par les DADS*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, avril 2007.
- N° 124 *Séries de données régionales sur les mouvements de main-d'oeuvre entre 1996 et 2005*, par Bruno LUTINIER, mai 2007.
- N° 125 *Colloque "Age et emploi". Emploi et travail des seniors : des connaissances à l'action. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Pierre MARIONI, juin 2007.
- N° 126 *Accès à l'emploi et qualité de l'insertion professionnelle des travailleurs handicapés en milieu ordinaire de travail*, par Claire FANJEAU (Université Paris I et Centre d'études de l'emploi), juin 2007.
- N° 127 *Le poids du temps partiel dans les trajectoires professionnelles des femmes*, par Sophie RIVAUD (stagiaires à la Dares) et Valérie ULRICH, juillet 2007.
- N° 128 *Analyse de l'évolution des statistiques de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE de la mi-2005 à la fin 2006*, par Etienne DEBAUCHE, Thomas DEROYON, Fanny MIKOL et Hélène VALDELIEVRE, août 2007.
- N° 129 *Les déterminants de l'emploi non-salarié en France depuis 1970*, par Grégoire LURTON (EnsaE) et Fabien TOUTLEMONDE (Dares), septembre 2007.
- N° 130 *Revue de littérature : organisations patronales en France et en Europe* par Marion RABIER (ENS/EHESS - Dares), décembre 2007.
- N° 131 *The social multiplier and labour market, participation of mothers*, par Eric MAURIN (PSE) et Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 132 *L'influence causale du nombre d'enfants et de leur âge de première scolarisation sur l'activité des mères : une revue de la littérature*, par Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 133 *Conséquences des fusions-acquisitions sur la gestion de la main-d'oeuvre : une analyse empirique sur les données françaises pour la vague de la fin des années 1990*, par Matthieu BUNEL (CEE, Université de technologie de Belfort-Montbéliard), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée), Lucie GONZALEZ (Dares-MAE), janvier 2008.
- N° 134 *Les politiques d'allègements ont-elles un effet sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires ?*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, janvier 2008.
- N° 135 *Le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005*, par Oana CALAVREZO (LEO et CEE), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée) et Emmanuelle WALKOWIAK (LEO et CEE), février 2008.
- N° 136 *Enquête auprès des chômeurs créateurs ou repreneurs d'entreprise ayant bénéficié de l'Accre en 2004*, par Catherine DANIEL, février 2008.
- N° 137 *Les élections aux comités d'entreprise de 1989 à 2004 : une étude de l'évolution des implantations et des audiences syndicales*, par Olivier JACOD avec la collaboration de Rim BEN DHAOU (EnsaE), avril 2008.

- N° 138 *Les disparités spatiales de sortie du chômage : vingt-deux analyses régionales*, par Emmanuel DUGUET, Yannick L'HORTY (Université d'Evry-Val d'Essonne, EPEE, Centre d'études de l'emploi et TEPP), André WISSLER (Centre d'études de l'emploi et TEPP), Florent SARI (Université de Paris-Est, OEP, Centre d'études de l'emploi et TEPP), Jonathan BOUGARD et Luc GOUPIL (Centre d'études de l'emploi), mai 2008.
- N° 139 *Mesurer les grèves dans les entreprises : des données administratives aux données d'enquêtes*, par Alexandre CARLIER, août 2008.
- N° 140 *Evaluation de la loi du 4 mai 2004 sur la négociation d'accords dérogatoires dans les entreprises*, par O. MERRIAUX (Sciences-Po Recherche, IEP Grenoble), J-Y KERBOURC'H (Université de Haute-Alsace) et C. SEILER (Cabinet Circé Consultants), août 2008.
- N° 141 *Les modèles de projections d'emploi par métier à moyen terme. Panorama des expériences menées dans différents pays*, par Laure OMALEK, octobre 2008.
- N° 142 *Retour sur l'évolution du nombre de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE en 2005 et 2006 : une estimation révisée de l'impact des modifications de la gestion et du suivi des demandeurs d'emploi sur le nombre d'inscrits à l'ANPE, en tenant compte de l'indemnisation*, par E. DEBAUCHE (Insee), Thomas DERUYON et Fanny MIKOL (Dares), décembre 2008.
- N° 143 *Enquête sur trois secteurs : La Poste, sous-traitance pétrochimique et restauration rapide. Le syndicalisme face aux différentes formes de la flexibilité*, par P. BOUFFARTIGUE et J.-R. PENDARIES (LEST-CNRS, Université de la Méditerranée-Université de Provence), F. PEROUMAL (Université René Descartes-Paris V), E. PERRIN (consultante associée au LEST), avec la participation de J. BOUTREILLER, B. FRIBOURG et T. SAMZUN (LEST-CNRS, Université de la Méditerranée-Université de Provence), S. CONTREPOIS (GTM-CNRS), R. JEAN et E. ORBAN (ASPT-CNRS), décembre 2008.
- N° 144 *Flexibilité et action collective. Salariés précaires et représentation syndicale*, par C. DUFOUR, A. HEGE, J.-M. PERNOT (IRES), S. BEROU (Université Lyon2-Triangle-CNRS), J.-M. DENIS (Université de Marne-la-Vallée - CEE-CNRS), décembre 2008.
- N° 145 *Les retournements de l'improbable. Les conditions de la mobilisation collective des intermittents du spectacle et des salariés de grandes librairies et de centres d'appel*, par A. COLLOVALD (Université de Nantes), L. MATHIEU (CRPS), décembre 2008.
- N° 146 *La nouvelle méthode d'échantillonnage de l'enquête trimestrielle ACEMO depuis 2006. Amélioration de l'allocation de Neyman*, par Malik KOUBI et Sandrine MATHERN, février 2009.
- N° 147 *L'aide spécifique au secteur Hôtels-cafés-restaurants : quels effets sur l'emploi et la productivité ?*, par Fanny MIKOL et Juliette PONCEAU, avril 2009.
- N° 148 *L'effet du RSA sur l'équilibre du marché du travail*, par Fanny MIKOL et Véronique REMY (Dares), juin 2009.