

Allocation compensatrice de revenu ou réduction des cotisations patronales sur les bas salaires ?

Version préliminaire

Pierre CAHUC * et Etienne LEHMANN †

23 mai 2000

Résumé

Nous comparons les conséquences de politiques de réduction des charges patronales sur les bas salaires et de politiques d'incitation à l'emploi, du type Allocation Compensatrice de Revenu. Nos résultats suggèrent que les premières sont plus efficaces pour réduire le taux de chômage et sa durée, tandis que les secondes ont les effets les plus importants sur le bien-être des chômeurs et sur les taux d'activité. Leur impact respectif sur l'emploi reste une question ouverte.

1 Introduction

Depuis 1993, les allègements de cotisations employeurs sur les bas salaires constituent un levier essentiel de la politique de l'emploi en France (Gubian, 1999). L'objectif de telles mesures consiste à concilier le maintien du pouvoir d'achat relatif du salaire minimum avec celui de l'emploi des travailleurs les moins qualifiés, grâce à un contrôle du coût du travail. Cette politique a vraisemblablement atteint des objectifs importants. Elle a permis de réduire le coût du travail d'environ 13% au niveau du salaire minimum et semble avoir eu un impact sur l'emploi. Les travaux empiriques réalisés dans ce domaine suggèrent en effet que la déconnexion du pouvoir d'achat et du coût du travail a participé à l'arrêt, depuis 1994, de la chute de la part des emplois non qualifiés dans l'emploi total (voir par exemple, Kramarz et Philippon, 1999).

Néanmoins, l'amélioration de l'emploi des travailleurs les plus faiblement qualifiés ne s'est pas nécessairement accompagnée d'augmentations substantielles de leurs revenu au regard des sommes mobilisées, dans la mesure où l'impact de l'allègement de charges sur la demande de travail reste limité. On estime que l'allègement du coût du travail peu qualifié a coûté environ 40 milliards de francs en 1998, alors que le coût du RMI était à la même époque de l'ordre de 20 milliards. N'est-il pas plus efficace d'accroître directement les versements aux travailleurs les moins favorisés pour améliorer leur situation, au lieu d'opérer des transferts massifs vers les entreprises ? Les problèmes d'incitation liés à la revalorisation du RMI et des minima sociaux

*EUREQua-Université de Paris 1, IUF, CEPREMAP, CREST, cahuc@univ-paris1.fr

†EUREQua et ERMES, Université Panthéon-Assas Paris II, 83 bis rue Notre Dame des Champs 75 006 Paris, Téléphone : 01 44 41 59 26, Fax : 01 40 51 81 30, email : elehmann@u-paris2.fr

suggèrent que la réponse à une telle interrogation est loin d'être triviale. La revalorisation des minima sociaux est en effet susceptible de favoriser les trappes à pauvreté, en incitant les individus à rester hors de l'emploi (CSERC, 1997), car le travail salarié peut devenir insuffisamment attractif lorsque les minima sociaux sont trop généreux.

Pour éviter de tels problèmes, il est possible de continuer à donner des compléments de revenus aux travailleurs qui obtiennent des emplois avec des salaires relativement faibles. De telles mesures incitatives sont largement utilisées aux Etats-Unis et au Royaume Uni (OCDE, 1999). Elles ont pour but de diminuer le taux marginal d'imposition sur les revenus obtenus en acceptant des emplois faiblement rémunérés, lorsque cela entraîne la perte de prestations sociales. En France, la mise en place de l'intéressement en 1998, qui réduit temporairement le taux marginal de prélèvement pour les bénéficiaires du RMI reprenant un emploi, s'inscrit dans cette perspective. Tel est aussi le cas de l'allocation compensatrice de revenu (ACR), proposée par Godino (1999), qui consiste à réformer le RMI en remplaçant l'intéressement temporaire par un mécanisme permanent. Ces mesures ont pour but de favoriser l'insertion sur le marché du travail et de diminuer les inégalités de revenu (Laurent et L'Horty, 2000). Elles ont eu quelques succès sur les marchés du travail nord-américain et du Royaume-Uni, caractérisés par des niveaux faibles (voire même l'absence) de salaire minimum (Dollé, 1999). De telles mesures sont-elles transposables sur le marché du travail français, où le salaire minimum, plus élevé, couvre une proportion beaucoup plus importante de travailleurs ? Sont-elles plus adaptées qu'un allègement des cotisations patronales ?

L'objet de cet article est d'apporter des éléments de réponse à ces interrogations. Dans cette perspective, nous commencerons par présenter quelques éléments méthodologiques, afin de mettre en perspective les avantages et les inconvénients de ces deux types de mesure dans plusieurs cadres analytiques. Ceci nous permettra de repérer les cadres d'analyse pertinents et d'examiner l'impact des allègements des cotisations payées par les employeurs et par les employés sur le chômage, la participation, l'emploi et le bien-être des chômeurs. Nos travaux, qui sont encore à un stade exploratoire, suggèrent néanmoins que les incitations à la reprise d'emploi ont, potentiellement, d'indéniables vertus pour le marché du travail français. Ainsi, il semblerait que le fait que le taux de chômage soit l'objectif privilégié de la politique d'emploi, aux dépens du taux d'emploi ou d'indicateurs de bien-être des travailleurs les moins qualifiés, explique vraisemblablement l'usage systématique et massif de réductions de cotisations sociales patronales. De ce point de vue, l'adoption d'objectifs moins restrictifs que le taux de chômage, comme le taux d'emploi ou des indicateurs de bien-être, pourrait rendre souhaitable l'utilisation de mesures alternatives, telles que l'allocation compensatrice de revenu.

2 Éléments méthodologiques

La comparaison de l'impact de réduction des cotisations sociales employeurs et employés ne peut s'effectuer que dans un cadre analytique prenant en compte les interactions entre l'offre et la demande de travail. Le modèle économique le plus simple, qui confronte l'offre et la demande sur un marché, prend en compte de telles interactions et constitue, à ce titre, un outil utile. Le modèle élémentaire d'offre et de demande présente néanmoins l'inconvénient d'ignorer d'importantes dimensions des dysfonctionnements du marché du travail.

2.1 Les enseignements du modèle élémentaire d'offre et de demande

Dans le modèle de concurrence pure et parfaite, l'emploi est déterminé par l'égalisation de l'offre et de la demande de travail. En l'absence de salaire minimum contraignant, une réduction des cotisations sociales employeurs ou employés peut accroître l'emploi en agissant respectivement sur la demande et l'offre de travail. Il apparaît alors que l'impact sur l'emploi des deux types de mesure est strictement identique. En effet, un simple calcul d'élasticité montre qu'une réduction du coût du travail d'un montant donné a exactement le même effet sur l'emploi qu'une réduction d'un même montant des taxes sur les salaires des employés. Ce point est illustré sur la Figure 1, qui représente l'impact d'une réduction des cotisations sociales patronales et salariales. Il apparaît qu'une diminution des cotisations payées par les employeurs accroît la demande de travail L^d selon le déplacement indiqué par la flèche 1. L'effet d'une diminution des cotisations payées par les employés est indiqué par la flèche 2 : elle accroît l'offre de travail L^s . Ce graphique montre en outre qu'une diminution des cotisations patronales d'un même montant a un impact sur l'emploi identique, qui passe de L^* à L^{**} , pour les deux cas envisagés. On doit noter que l'effet sur le salaire net et sur le coût du travail est aussi identique.

En notant respectivement η^s et η^d les élasticités de l'offre par rapport au salaire net et de la demande par rapport au coût du travail, on montre que l'élasticité de l'emploi par rapport au poids des cotisations employeur ou employé est égale à $\eta^s \eta^d / (\eta^s - \eta^d)$ (cf. annexe). Ce terme, mesure l'impact d'un accroissement de 1% du coût du travail (ou d'une réduction de 1% du salaire net) sur l'emploi d'équilibre. On peut admettre que ce terme est négatif, dans la mesure où $\eta^d < 0$ et que vraisemblablement, $\eta^s > 0$. On peut également montrer que l'élasticité du salaire net par rapport au poids des cotisations employeur ou employé est égale à $\eta^d / (\eta^s - \eta^d)$.

Dans ce cadre, il apparaît que les ordres de grandeur disponibles sur les élasticités de l'offre et de la demande de travail aboutissent à douter de la pertinence des deux types d'intervention. En effet, la majorité des travaux empiriques suggère que l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire est très faible, non significativement différente de zéro pour les hommes et légèrement positive pour les femmes (Blundell, 1999, Piketty, 1998). Les nombreuses contributions consacrées à l'estimation de fonctions de demande de travail, synthétisées par Hamermesh en 1993,

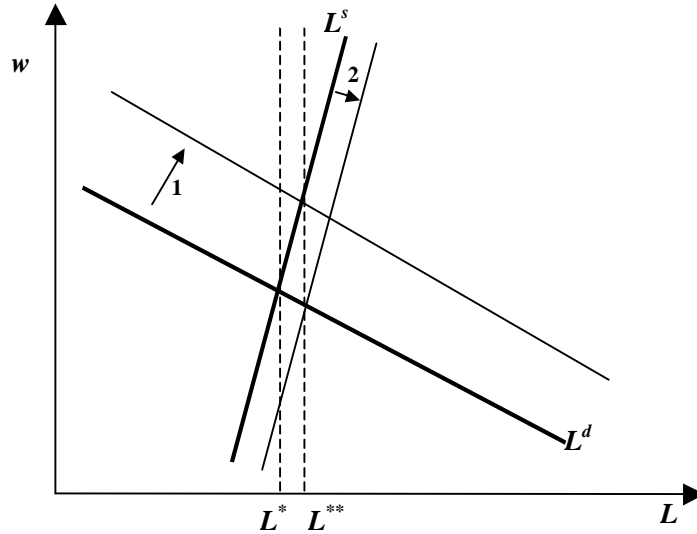


FIG. 1: Effet d'une réduction des cotisations payées par les employeurs (1) et par les employés (2) sur un marché du travail avec concurrence parfaite.

aboutissent à un ordre de grandeur “raisonnable” pour l'élasticité de la demande de travail par rapport à son coût, compris entre -0,1 et -1, avec des valeurs se situant plutôt vers -1 pour les travailleurs les moins qualifiés. Ceci implique un impact très faible de l'emploi par rapport aux baisses des cotisations. En supposant des valeurs très favorables à ce type d'intervention, soit $\eta^d = -1$ et $\eta^s = 0, 1$, on obtient une élasticité de l'emploi égale à 0,1. En revanche, l'élasticité du salaire net est plus élevée et vaut 0,9. Il apparaît donc que les baisses des cotisations patronales sur les bas salaires et l'allègement des cotisations sociales des employés ne sont pas susceptibles de créer un nombre conséquent d'emplois. Ces mesures se traduisent essentiellement par des hausses des rémunérations pour les travailleurs qui en bénéficient.

La présence d'un salaire minimum contraignant modifie l'impact des réductions des cotisations sociales. Il apparaît tout d'abord que la réduction des cotisations sociales pour les employés n'a aucun impact sur l'emploi, qui est déterminé, dans ce cadre, par la demande de travail. Comme le montre la Figure 2, la réduction des cotisations sociales payées par les employés peut même se traduire par un accroissement du chômage, si l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire est positive. En effet, attirés par des perspectives de gains plus importantes, les travailleurs se présentent en plus grand nombre sur le marché du travail, ce qui a pour conséquence d'augmenter le chômage. La réduction des charges pesant sur les employeurs a un impact tout-à-fait différent, puisqu'elle permet d'accroître l'emploi grâce à l'augmentation de la demande de travail, tant que le salaire minimum reste contraignant.

On peut observer que l'élasticité de l'emploi par rapport aux cotisations patronales est simplement égale à l'élasticité de la demande de travail par rapport à son coût. L'impact sur l'emploi

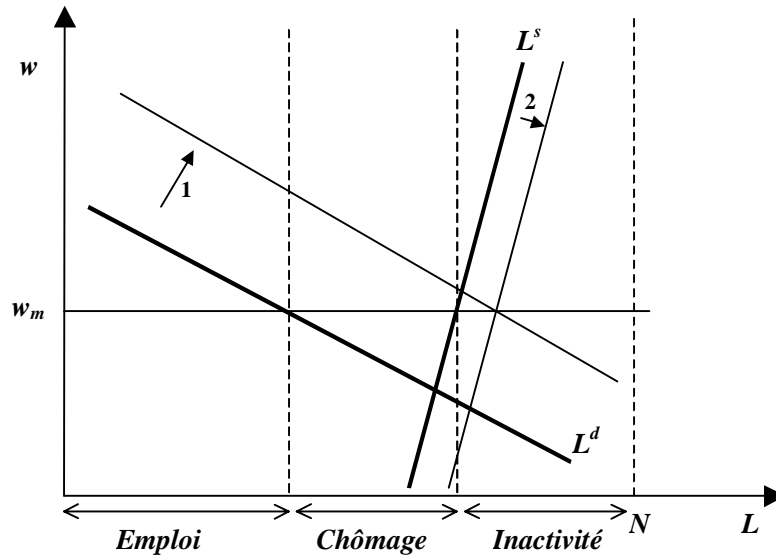


FIG. 2: Effet d'une réduction des cotisations payées par les employeurs (1) et par les employés (2) en présence d'un salaire minimum w_m contraignant.

des réductions des charges patronales est donc nettement plus important qu'en l'absence de salaire minimum. Dans notre exemple chiffré, sa taille est multipliée par 10 : elle passe de 0,1 à 1.

Les enseignements du modèle élémentaire d'offre et de demande sont donc simples : réduire les cotisations sociales payées par les employés n'a aucun intérêt en soit. En l'absence de salaire minimum contraignant, où le sous-emploi provient d'un problème de participation au marché du travail, il est strictement équivalent de réduire les charges sociales payées par les employeurs¹. En présence d'un salaire minimum, les réductions des cotisations sociales payées par les employés n'ont aucun impact sur l'emploi et ont même tendance à accroître le chômage. Evidemment, ces conclusions ne sont valides que dans le cadre des hypothèses de ce modèle élémentaire et il convient de les discuter pour évaluer leur pertinence.

2.2 Les limites du modèle élémentaire d'offre et de demande

Le modèle élémentaire d'offre et de demande présente deux limites importantes pour analyser l'impact des réductions des charges sociales payées par les employeurs et les employés.

En premier lieu, la représentation des décisions de participation est extrêmement sommaire. Il est supposé que les individus décidant de travailler peuvent obtenir un immédiatement un emploi, sans aucun coût. En réalité, les décisions de participation prennent en compte de nombreux

¹Des objectifs de ciblage de certaines populations peuvent néanmoins justifier la préférence pour un abaissement des charges payées par les salariés en l'absence de salaire minimum contraignant.

éléments négligés par une telle approche. Il apparaît notamment qu'il est en général nécessaire de *chercher* un emploi pour en obtenir un. L'intensité de cette recherche, coûteuse, est influencée par la disponibilité des emplois et par leur degré d'attractivité. L'importance du phénomène de flexion des taux d'activité, qui implique que la création de trois emplois attire en moyenne un individu supplémentaire sur le marché du travail, constitue une illustration frappante de cet état de fait. De ce point de vue, le modèle de recherche d'emploi, qui a suscité de très nombreuses contributions empiriques, est un outil analytique particulièrement adapté pour étudier ce type de problème. Il permet de dépasser une conception purement dichotomique de la participation, opposant activité à inactivité, et d'expliquer les déterminants de l'intensité de la recherche d'emploi. Par rapport au modèle élémentaire d'offre et de demande, cette approche apporte un éclairage nouveau sur l'impact des réductions des cotisations sociales des employés en présence d'un salaire minimum. Une telle mesure peut agir sur l'emploi en influençant l'effort de recherche d'emploi des chômeurs, et même des inactifs (devenus chômeurs) attirés sur le marché du travail par l'amélioration des perspectives de gains. L'évaluation des conséquences de ce type de mesure est évidemment un problème de nature empirique. Nous présenterons, dans la prochaine section, un modèle simple, dont l'étalonnage permet d'apporter un éclairage quantitatif dans ce domaine.

Une seconde limite importante du modèle élémentaire d'offre et de demande résulte de la représentation de la demande de travail. Il est en effet supposé que la demande de travail est déterminée par une politique d'embauche consistant à accroître l'emploi jusqu'au point où la productivité marginale du travail, décroissante par hypothèse, devient égale à son coût, considéré égal au salaire payé par les employeurs. En réalité, le coût effectif du travail comprend aussi les coûts liés à la rotation de la main-d'œuvre. Les entreprises supportent des coûts d'embauches qui sont eux même influencés par l'état du marché du travail et par les décisions de participation et de recherche d'emploi des travailleurs. Les modèles d'appariement (Pissarides, 1990, Mortensen et Pissarides, 1999) prennent en compte de telles interactions. En représentant explicitement les coûts de recherche d'emploi pour les travailleurs et les coûts d'embauche pour les employeurs, ils permettent de comprendre comment leurs stratégies inter-agissent et influencent l'emploi.

La manière dont cette approche éclaire les conséquences des réductions des cotisations sociales des employeurs et des employés peut être représentée graphiquement dans le plan taux de chômage-taux d'emploi vacant (notés respectivement u et v , sur la Figure 3). Dans les modèles d'appariement, le taux de chômage d'équilibre est déterminé par deux relations. La première, notée LD , correspond à la demande de travail. Elle indique que le nombre d'emplois vacants postés par les entreprises croît avec le taux de chômage. En effet, plus le nombre de chômeurs est élevé, et plus les entreprises peuvent facilement trouver un travailleur, ce qui tend à diminuer le coût d'embauche et à accroître la demande de travail. La courbe de Beveridge, notée CB , représente la relation entre le taux de chômage et le taux d'emplois vacants compatible avec un niveau

d'emploi constant. La position de cette courbe dépend de l'intensité des destructions d'emplois et de l'efficacité de la technologie d'appariement entre les emplois vacants et les chômeurs. Une diminution de cette efficacité se traduit par un déplacement de la courbe de Beveridge vers le nord-est.

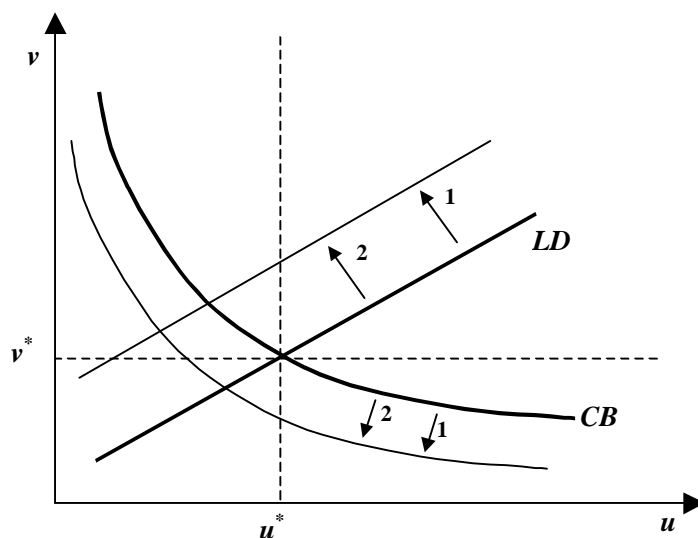


FIG. 3: Effet d'une réduction des cotisations payées par les employeurs (1) et par les employés (2) dans un modèle d'appariement.

Dans ce cadre, en présence d'un salaire minimum, on peut observer que les abaissements des cotisations sociales patronales induisent non seulement un accroissement de la demande de travail, du fait de la diminution des coûts du travail, mais aussi un déplacement de la courbe de Beveridge, qui se rapproche de l'origine, du fait de la réduction du taux de destruction des emplois. Ces effets sont donc de même nature que ceux obtenus dans le modèle élémentaire d'offre et de demande. En revanche, les réductions des cotisations payées par les employés ont des effets très différents de ceux rencontrés dans le modèle élémentaire d'offre et de demande. En rendant les emplois plus attractifs, une réduction des cotisations payées par les employés accroît l'effort de recherche des chômeurs, et agit sur l'efficacité des appariements. Il en résulte un déplacement vers l'origine de la courbe de Beveridge, du fait de l'intensification de la recherche d'emploi, et, d'autre part, un accroissement de la demande de travail, du fait de la diminution des coûts d'embauche. Ainsi, la réduction des charges sociales payées par les employés, qui avait un effet nul sur l'emploi en présence d'un salaire minimum dans le modèle élémentaire d'offre et de demande, a des effets de même nature qu'une réduction des cotisations patronales dans le modèle d'appariement. Le problème de la comparaison de l'impact de ces deux types de mesure se pose donc. Le reste de cette contribution y est consacré.

3 Les enseignements des modèles microéconomiques de recherche d'emploi et de participation

Nous commençons par analyser l'impact des allègements des charges sociales des employés dans un modèle de recherche d'emploi, où le taux d'arrivée des offres dépend de l'intensité d'effort de recherche. En outre, nous supposons que le salaire brut perçu par les travailleurs est donné, indépendamment des charges sociales. Cette hypothèse rend bien compte de la situation des travailleurs qui peuvent obtenir un emploi au salaire minimum.

La Figure 4 représente la structure du modèle utilisé dans cette section (le modèle est présenté plus précisément en annexe). Les individus peuvent être inactifs, chômeurs ou employés. Ils ont de l'aversion pour le risque et effectuent des arbitrages en fonction des événements présents et futurs auxquels ils sont confrontés.

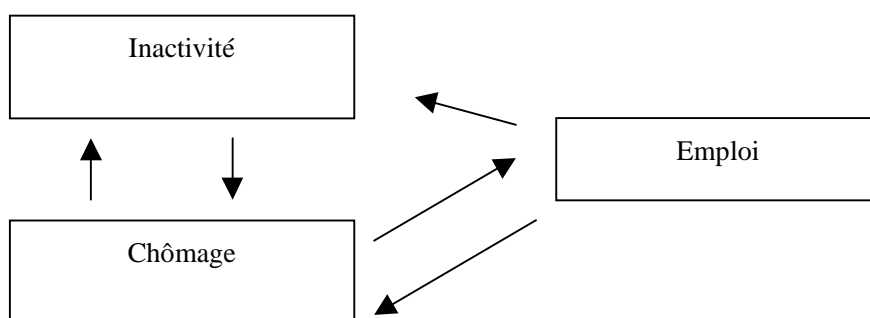


FIG. 4: Les flux du modèle de recherche d'emploi

Un inactif bénéficie d'un revenu hors marché, et l'hétérogénéité de ce revenu détermine le taux de participation au marché du travail : les individus restent inactifs s'ils ont un niveau de bien-être plus élevé hors du marché du travail. La distribution des revenus hors marché est étalonnée de manière à obtenir un taux de participation de 60% et une élasticité du taux d'activité par rapport au revenu salarial instantané pouvant varier entre zéro et 1 selon les variantes considérées (voir Laroque et Salanié, 1999).

Un chômeur choisit son intensité de recherche d'emploi, ce qui lui permet d'obtenir un flux d'offres d'emplois, croissant avec l'intensité de la recherche. Les fonctions de coût de recherche et d'arrivée des offres d'emplois ont été choisies de manière à reproduire une valeur vraisemblable de l'élasticité de la durée du chômage par rapport au ratio de remplacement. La littérature empirique sur la question est très vaste (voir Layard Nickell Jackman, 1991 et Holmlund, 1998). Elle souligne la grande incertitude qui règne sur le sujet, puisque les évaluations les plus crédibles de l'élasticité de la durée du chômage par rapport au ratio de remplacement sont généralement comprises entre 0,2 et 1. Nous avons choisi de retenir une valeur de 1, prenant ainsi le parti de surestimer le rôle du comportement des chômeurs dans la détermination du chômage.

D'autre part, nous supposons qu'un employé perçoit un salaire et peut perdre son emploi avec une probabilité exogène, égale à 20% par an. Cette probabilité peut paraître excessive par rapport au taux annuel de pertes brut d'emplois en France, qui est évalué par l'OCDE autour de 0,14 (Voir OCDE 1994). Toutefois, une partie non négligeable des emplois proposés aux "travailleurs pauvres" sont des contrats à durée déterminée ou des contrats précaires. Le recours à un taux de destruction des emplois surévalué constitue donc un moyen de rendre compte de cet état de fait.

Dans ce cadre, l'allègement des charges sociales payées par les salariés a pour effet de rendre les emplois plus attractifs, et d'accroître l'effort de recherche des chômeurs. Le taux de sortie du chômage augmente. Le taux d'activité a aussi tendance à s'accroître, car le rendement de la recherche d'emploi s'améliore. La Figure 5 présente les résultats quantitatifs en partant d'une situation de référence, sans allègement de cotisations payées par les employés, où le taux de chômage est égal à 20 %. Nous considérons des emplois à temps partiel, rémunérés aux salaire minimum (taux horaire : 40.62 francs, 20 heures hebdomadaires, 47 semaines par an, soit une rémunération annuelle de 38 182 francs) et évaluons l'impact d'une mesure visant à verser une portion du Revenu Minimum d'Insertion (RMI, égal à 2 552 francs par mois sur douze mois, soit un revenu qui varie entre 0 et 30 384 francs par an) aux employés. L'élasticité du taux de participation par rapport au revenu courant est posée égale à 0,4 pour cette calibration. Les résultats montrent que la diminution du taux marginal d'imposition des revenus du travail lors de la reprise d'emploi se traduit par une diminution modérée du taux de chômage, de l'ordre de trois points, lorsque tout le RMI est perçu par les employés. L'augmentation du taux de participation tend à accentuer l'impact bénéfique de ce type de mesure sur l'emploi, puisqu'un plus grand nombre d'individus participent au marché du travail.

Ces résultats montrent que la diminution du taux marginal d'imposition associé à la reprise d'emploi peut avoir des effets bénéfiques en termes de chômage, de participation et de bien-être pour les chômeurs, même en présence d'un salaire minimum. Néanmoins, les modèles microéconomiques de recherche d'emploi n'apportent qu'un éclairage très partiel sur l'impact des réductions de cotisations sociales payées par les employés. En particulier, les interactions avec les décisions de demande de travail sont représentées très sommairement, uniquement par le taux d'arrivée des offres d'emplois, supposé varier avec l'intensité de recherche des chômeurs. De ce point de vue, les déterminants de la demande de travail restent très flous. Un examen plus approfondi des interactions entre l'offre et la demande va nous permettre d'enrichir les prédictions du modèle de base de prospection d'emploi, mais aussi de comparer les conséquences de réduction des charges sociales pesant sur les employés et sur les employeurs.

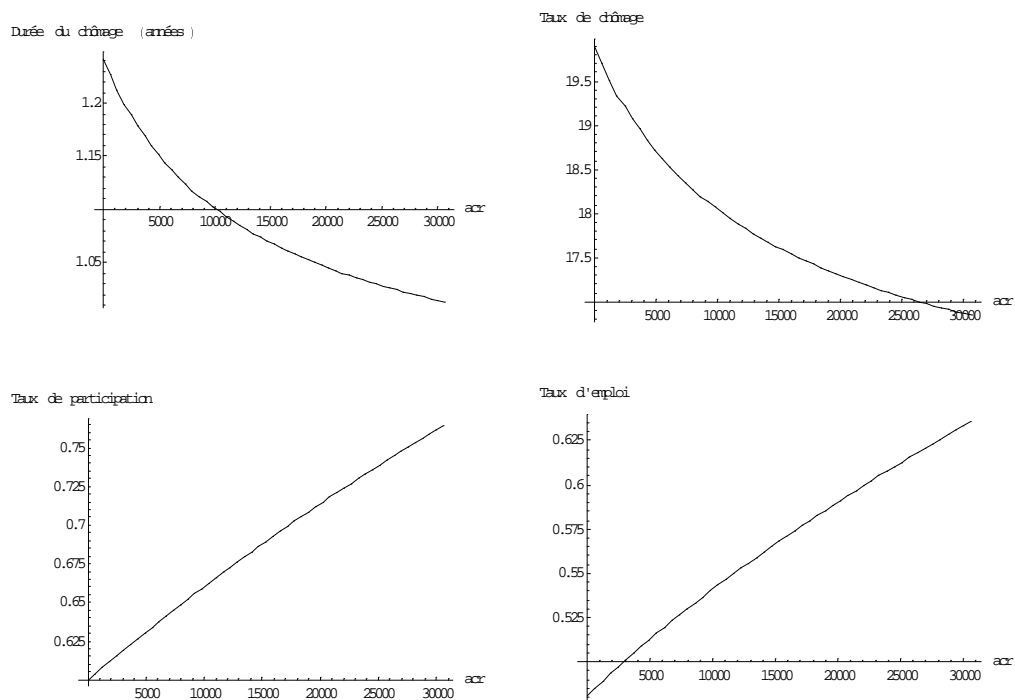


FIG. 5: Impact de l'allocation compensatrice de revenu dans le modèle microéconomique de recherche d'emploi.

4 Les enseignements des modèles macroéconomiques d'appariement

Nous évaluons à présent les conséquences des mesures envisagées dans le cadre d'un modèle d'appariement, inspiré de Pissarides (1990, chapitre 4), qui intègre le modèle microéconomique de prospection d'emploi dans un cadre macroéconomique. Nous commençons par étudier, dans ce contexte, l'impact d'une réduction des charges sociales payées par les employés avant de le comparer avec celui d'une réduction des cotisations patronales.

4.1 Un réexamen de l'impact des réductions des cotisations sociales payées par les employés

La structure du modèle d'appariement est présentée sur la Figure 6. Les embauches sont déterminées par un processus d'appariement entre les offres d'emplois, émanant des entreprises, et les demandes, émises par les travailleurs. Selon ce processus, le nombre d'embauches de chaque période croît avec le nombre de demandes et d'offres d'emplois. En outre, un accroissement de l'intensité de recherche d'emploi de la part des chômeurs améliore l'efficacité du processus d'appariement. Sur ce point, il est important de prendre en considération les interactions entre les efforts de recherche individuels au niveau macroéconomique. En effet, le modèle microéconomique de recherche d'emploi indique que l'intensification de la recherche d'un individu donné lui permet d'obtenir plus d'offres d'emplois. Ce phénomène peut s'opérer au détriment des autres chômeurs avec lesquels cet individu est en compétition. Par conséquent, il est important de distinguer l'impact individuel de l'effort de recherche sur le processus d'appariement, de l'impact moyen collectif, qui peut être plus faible, du fait des phénomènes de concurrence entre chômeurs. Pour prendre en compte cette différence, le modèle a été calibré en utilisant une valeur vraisemblable de la dérivée du taux de chômage par rapport au ratio de remplacement. Les évaluations macroéconométriques de cette dérivée laissent une fois de plus la place à une certaine incertitude. Elles concluent en général qu'une hausse de 1 point du ratio de remplacement augmente de 0,1 à 0,15 points le taux de chômage (voir Scarpetta, 1996, ou Holmlund, 1998). Nous avons à nouveau pris le parti de surestimer, dans la calibration de référence, le rôle joué par le comportement des chômeurs en adoptant une valeur élevée de cette dérivée, à savoir 0,15.

Le nombre d'offres d'emplois est une variable endogène, déterminée par une condition de libre-entrée sur le marché du travail. En d'autres termes, les entreprises créent des emplois vacants jusqu'au point où la valeur marginale actualisée d'un emploi vacant devient nulle. Comme l'indique la Figure 6, un emploi vacant peut être pourvu lorsqu'une embauche a été réalisée. Un emploi pourvu a un taux de destruction exogène, identique à celui introduit dans le modèle élémentaire de prospection d'emploi.

Dans ce contexte, le fonctionnement du modèle est assez simple. La condition de libre entrée

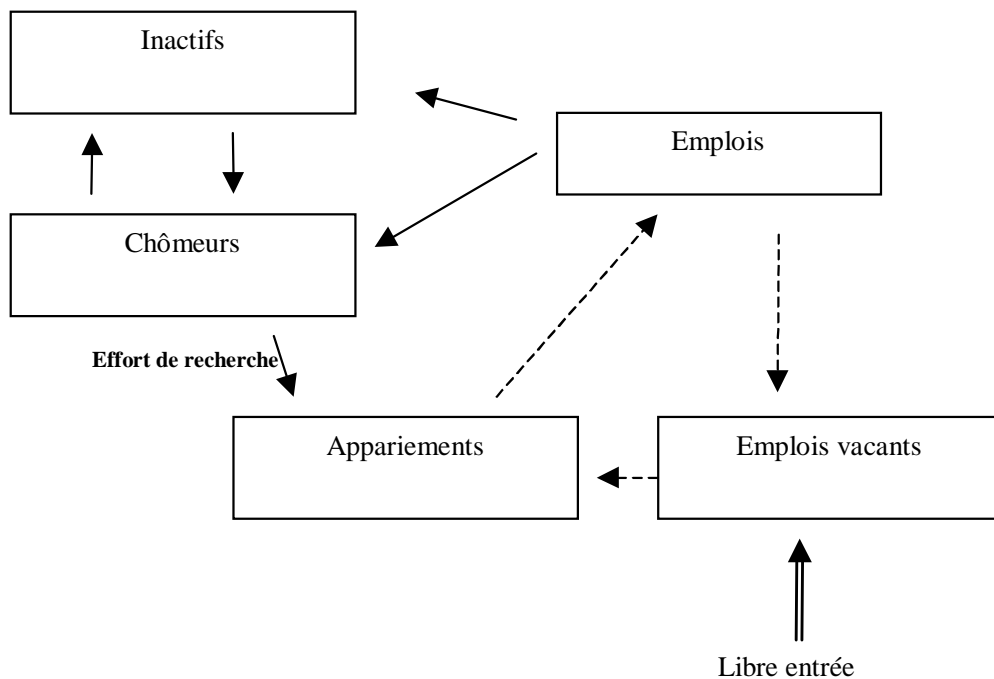


FIG. 6: La structure du modèle d'appariement

détermine une demande de travail, décroissante avec le coût du travail. La demande de travail diminue donc avec le taux de cotisations patronales, mais elle ne dépend pas du taux de cotisation des employés, à salaire brut perçu par ces derniers inchangé. La diminution des cotisations payées par les employés accroît l'intensité de l'effort de recherche de chaque chômeur et attire des individus sur le marché du travail. Quand l'effort de recherche moyen affecte l'efficacité du processus d'appariement au niveau macroéconomique, la diminution des cotisations des employés est donc favorable à l'emploi : la participation est plus importante, les chômeurs cherchent plus intensément un emploi, ce qui tend à diminuer la durée moyenne de vacance des emplois et, par conséquent, le coût du travail.

Le modèle est étalonné afin de reproduire les faits stylisés du segment du marché du travail que nous considérons ici (les détails sont donnés en annexe). La Figure 7 présente les résultats obtenus pour le même type de variante que celui étudié dans la section précédente. On peut constater que la diminution des cotisations payées par les employés a un impact plus faible sur la durée du chômage et le taux de chômage au niveau macroéconomique qu'au niveau microéconomique. Ceci provient de l'externalité de congestion induite par les efforts de recherche d'emploi. L'étalonnage du modèle indique en effet, sur la base des estimations micro et macroéconomiques de l'impact du ratio de remplacement sur la durée du chômage, que l'externalité de congestion joue un rôle, qui semble néanmoins avoir des conséquences d'ampleur modérée.

En définitive, l'allocation compensatrice de revenu possède des vertus favorables à l'emploi,

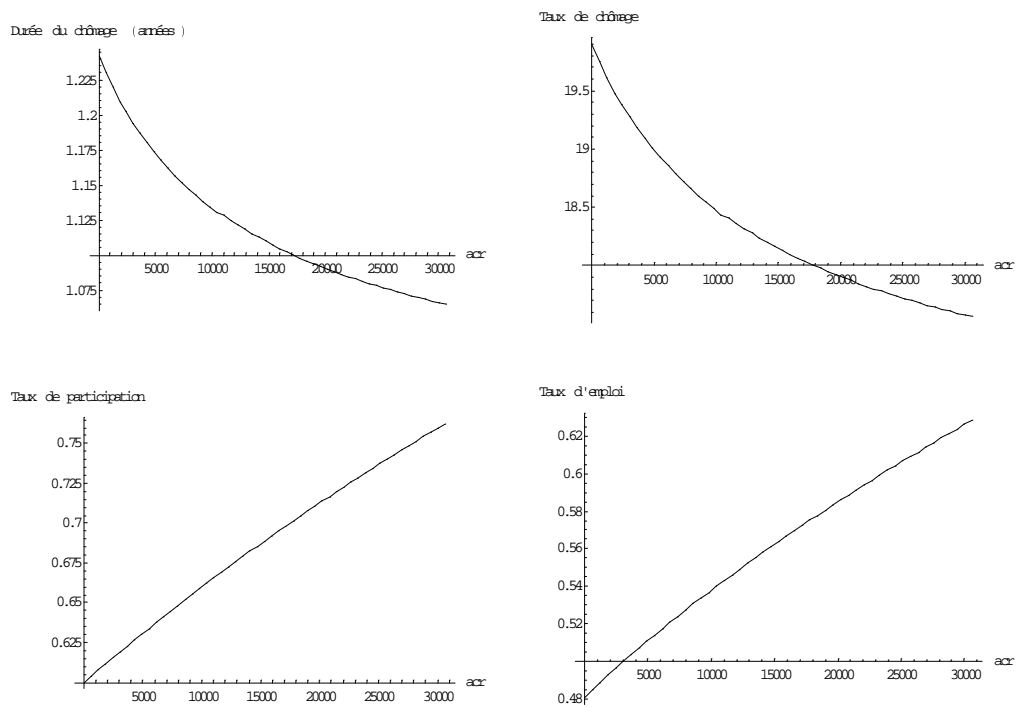


FIG. 7: Impact de l'allocation compensatrice de revenu dans le modèle d'appariement avec effort de recherche d'emploi.

même en présence d'un salaire minimum. Elle contribue à inciter les chômeurs à accroître leur intensité de recherche d'emploi et augmente la participation au marché du travail.

4.2 Allocation compensatrice de revenu ou réduction des cotisations patronales sur les bas salaires ?

Le modèle d'appariement avec effort de recherche s'avère particulièrement utile pour comparer les conséquences d'abaissement des cotisations portant sur les employeurs et les employés. Le bloc demande de travail, résultant de la libre entrée sur le marché, est étalonné de manière à obtenir une élasticité réaliste de la demande de travail par rapport à son coût. Les estimations habituelles de cette élasticité sur données microéconométriques oscillent entre $-0,3$ et $-0,8$ (voir Hamermesh, 1993). Nous avons alors pris le parti de prendre une évaluation de cette élasticité de $-0,8$, correspondant à une valeur plutôt élevée.

Les résultats, présentés dans la Figure 8, montrent que les deux mesures ont des effets de même signe, mais d'ampleurs différentes sur le chômage, le bien-être des chômeurs et l'emploi. On peut constater que les abaissements des charges patronales sont beaucoup plus efficaces pour réduire le taux de chômage et la durée du chômage que les réductions des cotisations pesant sur les employés. En revanche, il apparaît que les réductions des cotisations payées par les employés permettent d'accroître beaucoup plus considérablement le bien-être des chômeurs (mesuré par leur équivalent certain), qui bénéficient directement des abaissements de charges lorsqu'ils sont embauchés. En définitive, les deux types de mesure ont des effets d'ordre de grandeur comparable sur le taux d'emploi : le taux de chômage diminue plus avec les réductions de charges patronales, mais le taux de participation s'accroît plus avec les réductions des cotisations payées par les salariés. Avec les formes fonctionnelles choisies pour étalonner le modèle, il apparaît que l'emploi augmente plus avec la réduction des cotisations employeurs pour des faibles niveaux d'abaissement de charge, mais que cet avantage relatif disparaît pour des abaissements de charge suffisamment importants.

La comparaison effectuée dans la Figure 8 apporte des enseignements qualitatifs clairs : les réductions des cotisations employeurs sont plus efficaces pour réduire le taux de chômage et sa durée, mais moins efficaces pour accroître le bien-être des chômeurs. En outre, la comparaison de l'impact sur l'emploi de ces deux types de mesure reste une question ouverte.

Comme dans tout exercice de calibration, les résultats peuvent s'avérer très fragiles, car très sensibles aux valeurs sélectionnées des paramètres. De ce point de vue, il existe une incertitude relativement importante sur l'élasticité de la demande de travail par rapport au coût du travail, et surtout du taux de participation par rapport au salaire, qui sont respectivement égales à $-0,8$ et $0,4$ dans le cadre de référence présenté dans la Figure 8. Il est donc important de vérifier que les résultats qualitatifs obtenus dans ce cadre sont toujours valables pour des valeurs différentes

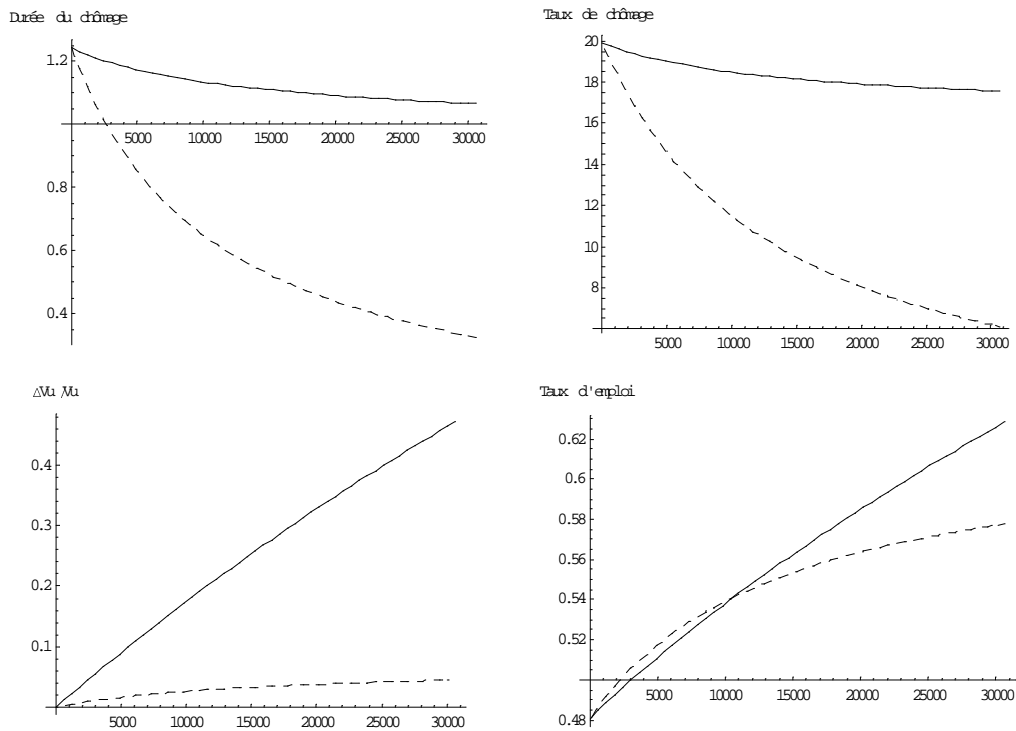


FIG. 8: Impact de réductions des cotisations employeurs (traits en pointillés) et de l'allocation compensatrice de revenu (traits pleins) dans le modèle d'appariement avec effort de recherche d'emploi.

$\Delta V_u / V_u$ désigne la variation relative de l'équivalent certain des chômeurs.

Elasticité de la demande de travail : $-0,8$

Elasticité du taux de participation : $0,4$

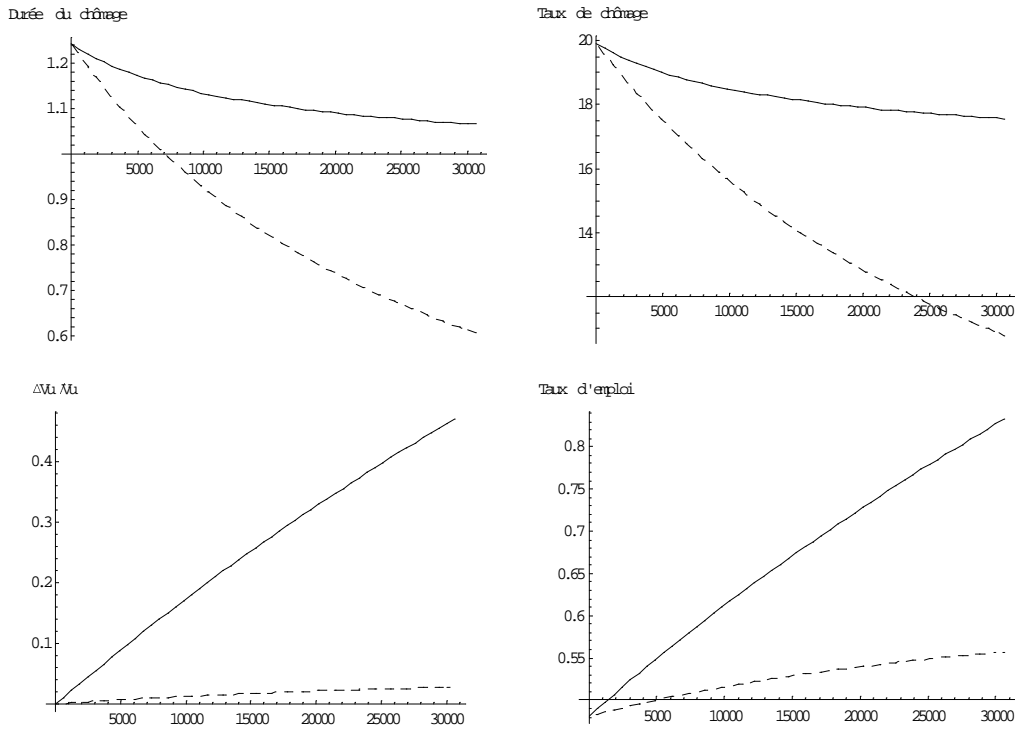


FIG. 9: Impact de réductions des cotisations employeurs (traits en pointillés) et de l'allocation compensatrice de revenu (traits pleins) dans le modèle d'appariement avec effort de recherche d'emploi.

$\Delta V_u/V_u$ désigne la variation relative de l'équivalent certain des chômeurs.

Elasticité de la demande de travail : $-0,3$

Elasticité du taux de participation : 1

de ces deux élasticités. La Figure 9 présente des résultats obtenus en supposant une faible élasticité de la demande de travail ($-0,3$) et une forte élasticité de la participation (égale à 1). La Figure 10 présente les résultats dérivés dans une situation opposée, avec une forte élasticité de la demande de travail (-1) et une faible élasticité du taux de participation ($0,1$). Ces deux dernières figures suggèrent que enseignements qualitatifs que nous tirons de nos comparaisons s'appliquent pour un large ensemble de valeurs vraisemblables des paramètres du modèle. En particulier, le fait que nos calibrations surestimeraient plutôt le rôle de la recherche d'emploi dans les déterminants du chômage nous conduit à penser que la plus grande efficacité de la réduction des cotisations sociales patronales sur les bas salaires en terme de baisse du taux de chômage constitue un résultat robuste. De même, le fait que pour des valeurs très différentes des élasticités des taux de participation et de la demande de travail, on trouve toujours que l'Allocation Compensatrice de Revenu est plus efficace, en termes de bien être des chômeurs, et en termes de hausse des taux de participation, nous conduit également à considérer ces résultats comme robustes. Seule la comparaison des effets sur l'emploi resterait incertaine.

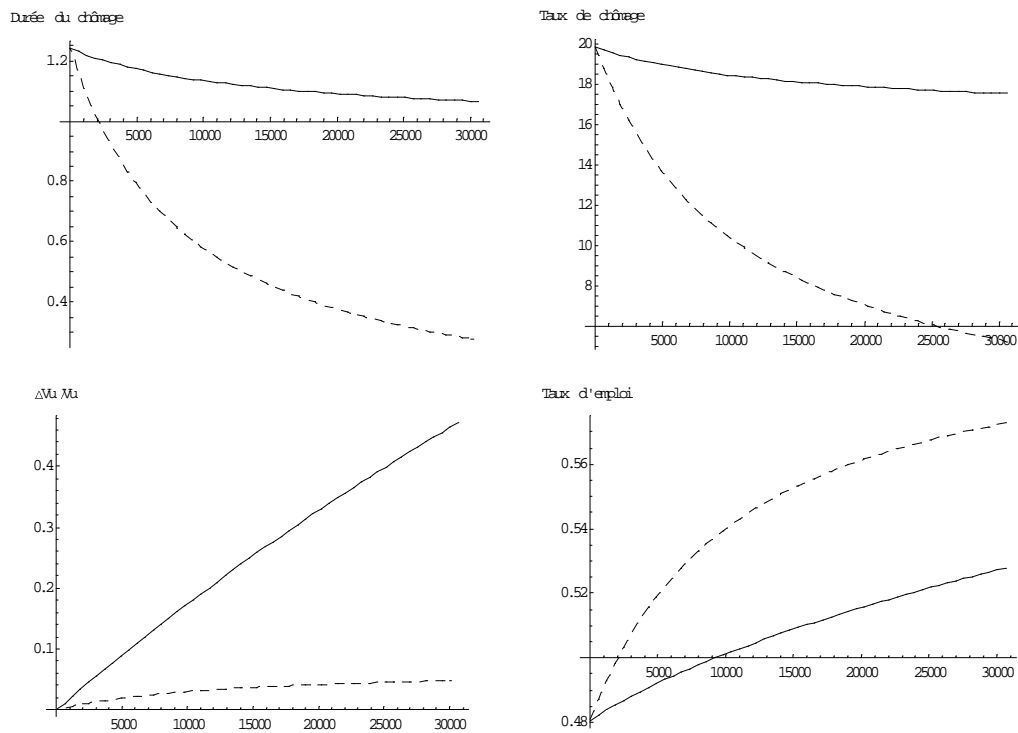


FIG. 10: Impact de réductions des cotisations employeurs (traits en pointillés) et de l'allocation compensatrice de revenu (traits pleins) dans le modèle d'appariement avec effort de recherche d'emploi.

$\Delta V_u / V_u$ désigne la variation relative de l'équivalent certain des chômeurs.

Elasticité de la demande de travail : -1

Elasticité du taux de participation : $0, 1$

L'exercice mené ici suggère qu'il est préférable de faire systématiquement appel à l'abaissement des cotisations employeurs lorsque l'élasticité de la demande de travail est faible, et l'élasticité de la participation élevée. Une telle mesure, toujours plus favorable aux chômeurs, permet, dans ce cas, d'accroître l'emploi de manière plus conséquente que des baisses de charges patronales. En revanche, dans les autres situations, où les élasticités ne prennent pas ces valeurs extrêmes, il est beaucoup plus difficile de comparer les conséquences des deux types de mesure.

Pour illustrer plus clairement ce point, les Figures 11 à 13 présentent l'impact d'un allègement des cotisations pesant sur les salaires, d'un montant équivalent à $1/5$ du RMI, en reportant en abscisse la part, exprimée en pourcentages, de l'allègement dont bénéficient les salariés. Au point d'origine, ce sont les employeurs qui bénéficient entièrement de l'allègement. Il apparaît qu'il est préférable d'utiliser conjointement les deux instruments, pour optimiser l'emploi et le coût budgétaire ex-post (tenant compte des économies réalisées en versement de RMI) dans le cadre de référence où les élasticités prennent des valeurs intermédiaires (voir la Figure 11). Néanmoins, les deux autres cas envisagés aboutissent à des résultats opposés. L'allègement des cotisations employeurs est préférable de tout point de vue sur la Figure 12 lorsque l'élasticité de la demande de travail est forte et l'élasticité du taux de participation est faible. En revanche, l'allègement des cotisations employeurs s'avère préférable pour les chômeurs, mais moins efficace pour l'emploi, sur la Figure 13, lorsque l'élasticité de la demande de travail est faible et l'élasticité du taux de participation est élevée.

5 Conclusion

Contrairement à ce que suggère un modèle élémentaire d'offre et de demande, notre contribution suggère, en s'appuyant sur un modèle dynamique du marché du travail, que l'allègement des cotisations sociales payées par les employés possède d'indéniables vertus. En particulier, ce type de mesure semble beaucoup plus favorable, en termes de bien être pour les chômeurs, qu'un allègement des charges patronales. Ces dernières sont néanmoins vraisemblablement beaucoup plus adaptées pour réduire le *taux* de chômage, mais pas nécessairement pour augmenter le taux d'emploi. A ce titre, leur usage massif en France dans la décennie 1990 se comprend très bien, dans la mesure où le taux de chômage constitue l'objectif majeur de la politique économique. Cet objectif est cependant beaucoup trop étroit, et une meilleure prise en compte du taux d'emploi, et de mesures du bien-être des individus les plus défavorisés pourrait mettre en cause cette tendance lourde des politiques de l'emploi depuis une décennie.

Il nous semble toutefois indispensable de souligner le caractère préliminaire de cette étude. Parmi les nombreuses simplifications adoptées pour les évaluations, plusieurs critiques nous semblent plus particulièrement devoir être soulignées. La première concerne la durée du travail que nous avons supposée exogène. Or, de nombreux observateurs craignent que la mise en oeuvre

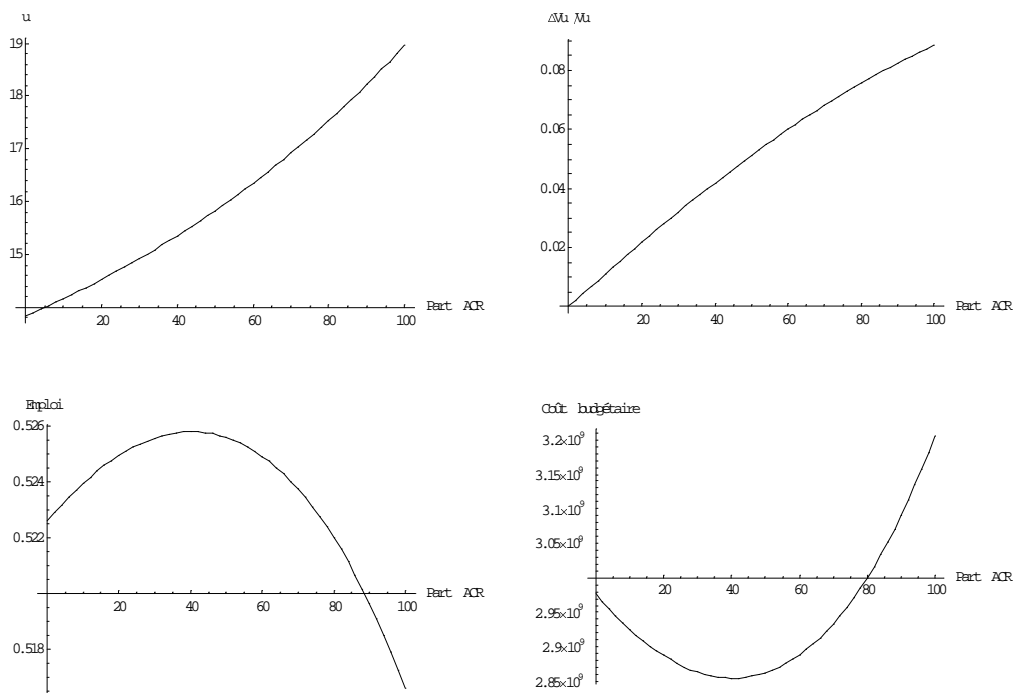


FIG. 11: Impact de la part de l'allégement des cotisations sociales bénéficiant aux employés, pour un allégement total égal à 20% du RMI.

$\Delta V_u/V_u$ désigne la variation relative de l'équivalent certain des chômeurs. Le coût budgétaire est exprimé en francs.

Elasticité de la demande de travail : $-0,8$

Elasticité du taux de participation : $0,4$

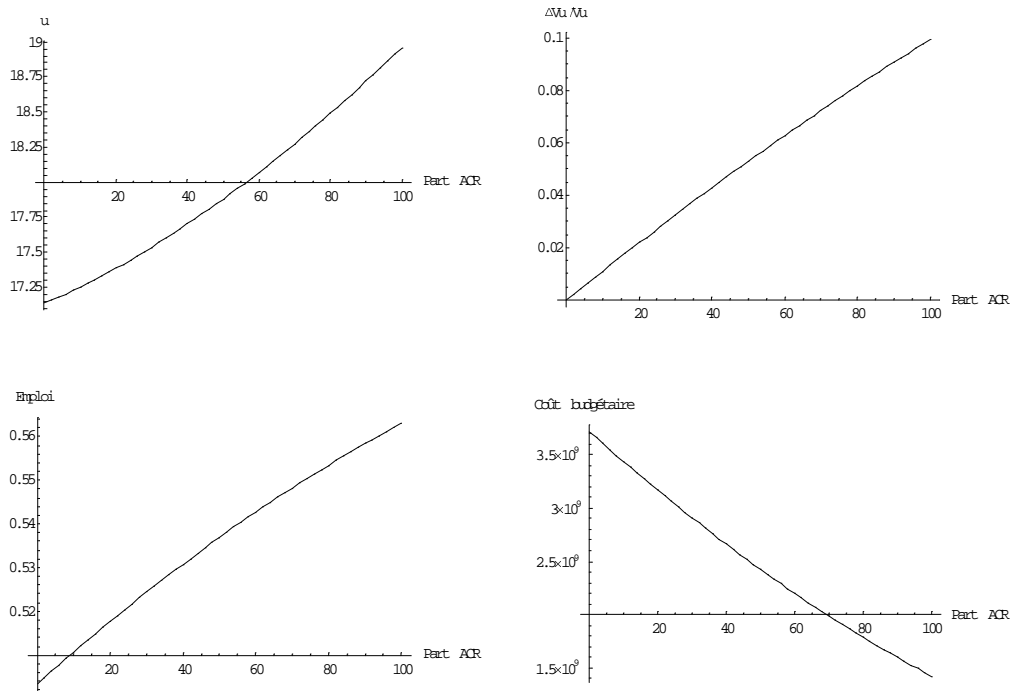


FIG. 12: Impact de la part de l'allègement des cotisations sociales bénéficiant aux employés, pour un allègement total égal à 20% du RMI.

$\Delta V_u/V_u$ désigne la variation relative de l'équivalent certain des chômeurs. Le coût budgétaire est exprimé en francs.

Elasticité de la demande de travail : $-0,3$

Elasticité du taux de participation : 1

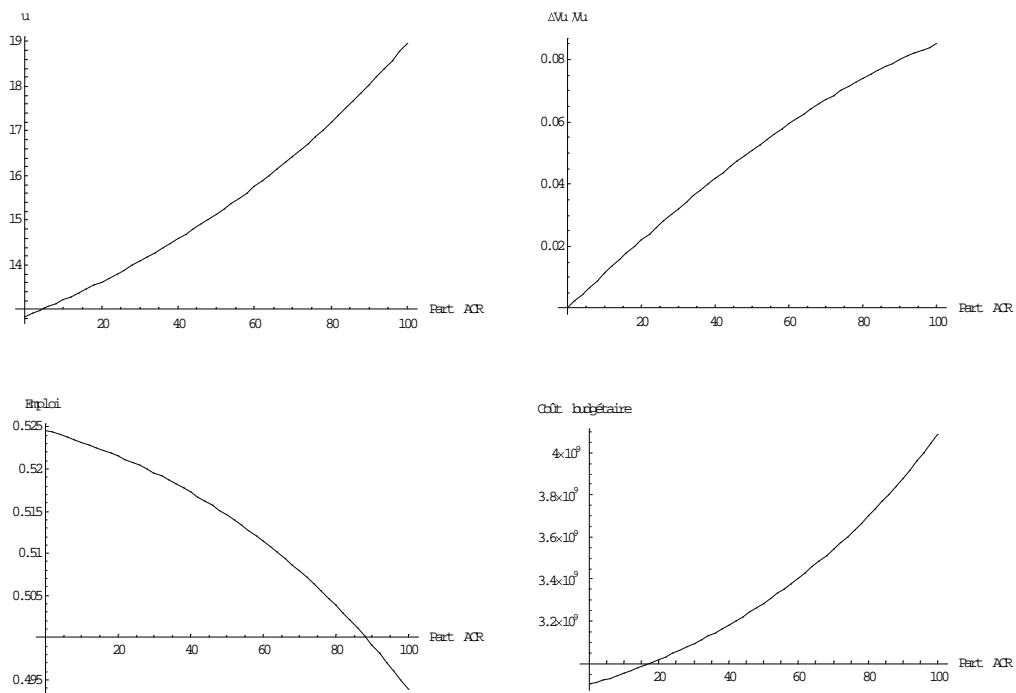


FIG. 13: Impact de la part de l'allégement des cotisations sociales bénéficiant aux employés, pour un allégement total égal à 20% du RMI.

$\Delta V_u/V_u$ désigne la variation relative de l'équivalent certain des chômeurs. Le coût budgétaire est exprimé en francs.

Elasticité de la demande de travail : -1

Elasticité du taux de participation : $0, 1$

de l'ACR favorise le développement d'emplois à temps partiel en les rendant plus acceptables pour les salariés (Jalmain, 1999). L'ACR pourrait alors contribuer à renforcer la précarité des emplois occupés par les "travailleurs pauvres". Il nous semble donc indispensable de reprendre nos évaluations dans un cadre qui intégrerait cette dimension en prenant en compte l'existence simultanée d'emplois à temps plein et d'emplois à temps partiel.

La deuxième faiblesse concerne l'absence d'hétérogénéité des emplois, ce qui est critiquable à deux titres. D'une part, les "les travailleurs pauvres" se voient très souvent offrir des emplois précaires. Or, ces emplois leur permettent parfois d'acquérir les compétences nécessaires pour obtenir un emploi mieux rémunéré et mieux protégé. Il faut alors évaluer les conséquences des politiques envisagées sur ces transitions pour obtenir des évaluations plus fiables. D'autre part, les mesures considérées ont probablement des conséquences sur les autres travailleurs. La nécessité de financer ces réformes ou la possibilité pour un chômeur qualifié de bénéficier d'une incitation à l'emploi devrait alors permettre d'enrichir notre analyse.

Enfin, les aspects dynamiques n'ont pas été explorés. Les effets que nous avons énoncés ne consistent qu'en des comparaisons d'état stationnaires. Or, des délais assez longs sont sans doute nécessaires pour voir l'économie rejoindre les états stationnaires décrits. En particulier, notre intuition suggère que dans un contexte où à l'état stationnaire (c'est à dire à long terme), l'ACR et les réductions des cotisations patronales sur les bas salaires ont des conséquences analogues sur les taux d'emplois, les effets à court terme seraient très différents. En effet, à court terme, seuls les taux de participation et le taux de sortie du chômage sont des variables libres qui peuvent réagir instantanément aux politiques introduites. En revanche, l'intensification des flux de sortie du chômage prend du temps pour faire baisser le taux de chômage et augmenter les taux d'emploi. Ainsi, à court terme, l'ACR ramènerait de nombreux inactifs vers le chômage, et ferait augmenter le taux de chômage dans des proportions plus importantes que les allègements de charges patronales sur les bas salaires. On retrouverait alors le message délivré par le modèle standard d'offre et de demande de travail en présence de salaire minimum. L'ACR peut accroître temporairement le chômage, en augmentant le taux de participation (qui est une variable libre, contrairement au chômage). De ce point de vue, l'ACR présente un inconvénient qui n'apparaît pas dans une analyse comparant des états stationnaires.

Toutes ces réserves nous conduisent à relativiser la portée de nos résultats. Elles appellent également des recherches futures.

Références Bibliographiques

- Blundell, R. et MaCurdy, T. (1999), “Labor supply : A review of alternative approaches”, dans Ashenfelter, O. et Card. D (eds), *Handbook of labor economics*, Elsevier Science Publisher, vol 3A, Chap 27.
- CSERC (1997), “Minima sociaux. Entre protection et insertion ”, éd. La Documentation Française.
- Dollé, M. (1999), “La réforme du Welfare aux Etats-Unis : une tentative d’évaluation ”, Document de travail CSERC n°2000-2.
- Dormont, B. et Pauchet, M. (1997) “L’élasticité de l’emploi au coût salarial dépend-elle des structures de qualifications?”, *Economie et Statistiques*, n°301-302, 149-168.
- Godino R. (1999) “Pour la création d’une allocation compensatrice de revenu”, Note de la Fondation saint Simon, février 1999.
- Goux, D. et Maurin, E. (1997), “Le déclin de la demande de travail non qualifié”, *Revue Economique*, vol. , 1091-1113..
- Gubian, A. (1999), “Six ans d’allègement de cotisations employeurs sur les bas salaires”, *Bilan de la Politique de l’emploi en 1998, Dossier de la DARES*, n°3-4/99, pp. 23-33.
- Hamermesh, D. (1993), *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Holmlund, B. (1998), “Unemployment Insurance in Theory and Practice”, *Scandinavian Journal of Economics*, 100(1), 113-141
- Jalmain, M. (1999) “RMI : Du revenu minimum à l’insertion dans l’emploi”, Note de la Fondation saint Simon, février 1999.
- Kramarz, F. et Philippon, T. (1999), “The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment”, Mimeo, INSEE-CREST, Paris.
- Laroque, G. et Salanié, B. (1999), “Une décomposition du non-emploi en France”, *Document de Travail* G 9911, INSEE.
- Laurent, T. et L’Horty, Y. (2000), “Soutien aux bas revenus, réforme du RMI et incitations à l’emploi : une mise en perspective”, miméo CSERC.
- Layard, R., Nickell S. et Jackman R. (1991), *Unemployment*, Oxford University Press, Oxford.

Mortensen, D. (1986), “Job search and labor market analysis”, dans Ashenfelter, O. et Layard, R. (eds), *Handbook of labor economics*, vol. II, Elsevier Science Publisher, pp. 849-919.

Mortensen, D. et Pissarides, C. (1999), “New developments in models of search in the labor market”, dans Ashenfelter, O. et Card, D. (eds), *Handbook of labor economics*, Elsevier Science Publisher, vol 3B, Chap 39.

OCDE. (1994), *Etude de l'OCDE sur l'emploi*, Paris.

OCDE. (1999), *Perspectives Economiques*, Paris, décembre.

Piketty, T. (1998), “L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français”, *Economie et Prévision*, 132-133, pp. 1-36.

Scarpeta, S. (1996), “Le rôle des politiques du marché du travail et des dispositifs institutionnels concernant le chômage : une comparaison internationale”, *Revue Economique de l'OCDE*, vol 26, pp. 53-113.

6 Annexe

L'objet de cette annexe est d'exposer les modèles utilisés dans cet article, ainsi que leur calibration. Nous commençons par présenter le modèle élémentaire d'offre et de demande, puis le modèle microéconomique de recherche d'emploi pour terminer par la présentation du modèle d'appariement. Dans tous les modèles, la taille de la population en âge de travailler est constante, et sa mesure est normalisée à un.

6.1 Le modèle élémentaire d'offre et de demande

On note $L^d(\cdot)$ et $L^s(\cdot)$ les fonctions d'offre et de demande de travail, η^d et η^s leurs élasticités, w le salaire brut, τ^f et τ^e le taux de cotisation sociales employeurs et salariés. L'équilibre sur le marché du travail s'écrit $L^d((1 + \tau^f)w) = L^s((1 - \tau^e)w)$. La log-différenciation de cette équation implique :

$$\eta^d \left(\frac{d w}{w} + \frac{d \tau^f}{1 + \tau^f} \right) = \eta^s \left(\frac{d w}{w} - \frac{d \tau^e}{1 - \tau^e} \right)$$

On en déduit la variation relative du salaire brut w :

$$\frac{d w}{w} = \frac{1}{\eta^s - \eta^d} \left\{ \eta^d \frac{d \tau^f}{1 + \tau^f} + \eta^s \frac{d \tau^e}{1 - \tau^e} \right\}$$

du salaire net $(1 - \tau^e)w$:

$$\frac{d (1 - \tau^e)w}{(1 - \tau^e)w} = \frac{\eta^d}{\eta^s - \eta^d} \left\{ \frac{d \tau^f}{1 + \tau^f} + \frac{d \tau^e}{1 - \tau^e} \right\}$$

et de l'emploi $L = L^s((1 - \tau^e)w)$:

$$\frac{d L}{L} = \frac{\eta^s \eta^d}{\eta^s - \eta^d} \left\{ \frac{d \tau^f}{1 + \tau^f} + \frac{d \tau^e}{1 - \tau^e} \right\}$$

suite à des variations des taux de cotisations. En présence de SMIC, le salaire brut reste inchangé.

L'emploi est déterminé par $L = L^d((1 + \tau^f)w)$ et l'on obtient :

$$\frac{d L}{L} = \eta^d \frac{d \tau^f}{1 + \tau^f} \quad \text{et} \quad \frac{d w (1 - \tau^e)}{w (1 - \tau^e)} = - \frac{d \tau^e}{1 - \tau^e}$$

6.2 Le modèle microéconomique de recherche d'emploi

On note e_i l'effort de recherche du chômeur i . Le taux de sortie du chômage du chômeur est alors $e_i \lambda$ où λ est un paramètre exogène dans ce premier modèle et qui sera déterminé par la suite. Un agent ayant un revenu x et cherchant un emploi avec une intensité e est supposé bénéficier d'un flux d'utilité $v(x) - d(e)$. On adopte les spécifications suivantes :

$$v(x) = \frac{x^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad \text{et} \quad d(e) = e^\alpha \quad \text{avec} \quad \gamma \geq 0 \text{ et } \alpha > 1 \quad (1)$$

On a donc $v'(\cdot) > 0$, $v''(\cdot) \leq 0$, et $d'(\cdot) > 0$ et $d''(\cdot) > 0$. On note b l'allocation compensatrice de revenu (ACR), w le salaire minimum brut des salariés (SMIC), z le revenu des chômeurs, q le taux de destruction des emplois. W et W^u , les espérances d'utilité intertemporelle respectivement d'un employé et d'un chômeur, sont alors définis par les équations :

$$r W = v(w + a + b) + q [W^u - W] \quad (2)$$

$$r W^u = \max_{e_i} \{v(z + a) - d(e_i) + e_i \lambda (W - W^u)\} \quad (3)$$

La condition du premier ordre du programme du chômeur impose $0 = \lambda (W - W^u) - d'(e_i)$. La condition du second ordre s'écrit $-d''(e_i) < 0$. Elle est vérifiée dès que la fonction de désutilité de l'effort est strictement convexe. Les équations (2) et (3) impliquent :

$$(r + q + e_i \lambda) (W - W^u) = v(w + b) - v(z) + d(e_i)$$

L'effort optimal de recherche est donc implicitement défini par :

$$S(e^*, \lambda, w, b, z) \equiv \lambda [v(w + b) - v(z) + d(e^*)] - (r + q + e^* \lambda) d'(e^*) = 0 \quad (4)$$

Le taux de sortie du chômage est donc simplement défini par la valeur e^* d'équilibre donnée par (4), soit $e^* \lambda$. On en déduit aisément le taux de chômage d'équilibre stationnaire, donné par l'équation d'équilibre des flux, qui implique :

$$u = \frac{q}{q + e^* \lambda}$$

Pour mener la statique comparative de ce premier modèle, il suffit de différencier l'équation (4). Le théorème des fonctions implicites implique alors que pour n'importe quelle variable x , $de^*/dx = -S'_x/S'_e$. Tout d'abord, nous avons :

$$S'_e = \lambda d'(e^*) - \lambda d'(e^*) - (r + q + e^* \lambda) d''(e^*) = -(r + q + e^* \lambda) d''(e^*) < 0 \quad (5)$$

Nous en déduisons par conséquent que pour n'importe quelle variable x , de^*/dx est du signe de S'_x . On a alors :

$$S'_w = S'_b = \lambda v'(w + b) > 0 \quad (6)$$

$$S'_z = -\lambda v'(z) < 0 \quad (7)$$

$$S'_\lambda = v(w + b) - v(z) + d(e^*) - e^* d'(e^*) = \frac{r + q + e^* \lambda}{\lambda} d'(e^*) - e^* d'(e^*) = \frac{r + q}{\lambda} d'(e^*) > 0 \quad (8)$$

L'effort de recherche augmente et donc le chômage diminue avec l'ACR et le SMIC. L'effort de recherche diminue avec le montant des allocations chômage et il augmente avec le paramètre λ d'efficacité du processus de recherche.

Pour étalonner ce premier modèle, nous désirons que dans la situation de référence où il n'y a pas d'ACR, l'élasticité de la durée du chômage au montant des allocations corresponde à celle estimée sur des données microéconométriques. Nous notons ε cette élasticité. La durée moyenne du chômage est égale à $1/(e \lambda)$. Aussi, ε correspond également à l'opposée de l'élasticité de e par rapport à z . Nous obtenons finalement :

$$\varepsilon = -\frac{z}{e} \frac{\partial e}{\partial z} \Big|_{\theta} = \frac{z S'_z}{e S'_e} = \frac{z}{e} \frac{\lambda v'(z+a)}{(r+q+e \lambda) d''(e)} \quad (9)$$

Pour évaluer les effets de l'introduction d'une ACR, nous avons fixé les paramètres suivants, en considérant une durée hebdomadaire du travail à 20 heures sur 47 semaines annuelles :

r	q	w (francs)	z (francs)	γ
0.05	0.2	$38182.8 = 40.62 \times 20 \times 47$	$30624 = 2552 \times 12$	2

Nous avons alors voulu reproduire une situation de référence avec un taux de chômage égal à 20% et une élasticité $\varepsilon = 1$, ce qui nous a conduit à fixer :

α	λ
2.82598	17.1479

La prise en compte de la participation s'effectue en supposant que les individus peuvent obtenir un revenu hors marché du travail. On suppose que les revenus que les individus peuvent obtenir en dehors du marché du travail sont distribuées uniformément sur l'intervalle $[V^-, V^+]$. Le taux de participation est donc égal à $(V_u - V^-)/(V^+ - V^-)$. En outre, l'élasticité de la participation par rapport au gain salarial instantané est égale à $(dV_u/dw) \cdot w/(V^+ - V^-)$. En fixant le taux de participation à 60% et l'élasticité de la participation à 0.4 dans le scénario de référence, on en déduit l'intervalle $[V^-, V^+]$.

On évalue alors les effets de l'introduction de l'ACR de $b = 0$ à $b = z$.

6.3 Le modèle d'appariement

Le modèle d'appariement proposé par Pissarides (1990) permet de modéliser à la fois le comportement de demande de travail des entreprises et les externalités qui existent dans les processus de recherche. Soit \bar{e} l'effort moyen fourni par les chômeurs. On suppose que le flux d'emplois créés est une fonction du nombre V d'emplois vacants postés par les firmes, du nombre de chômeurs à la recherche d'un emploi et de leur effort de recherche moyen \bar{e} . Cette liaison est décrite par la fonction d'appariement :

$$M(\bar{e}, U, V) = m_0 \left[(\bar{e})^\beta U \right]^\eta V^{1-\eta} \quad \text{avec} \quad 0 < \eta < 1 \quad \text{et} \quad 0 < \beta < 1 \quad (10)$$

Cette fonction d'appariement vérifie les propriétés habituelles de rendements constants, de croissance et de concavité en U et en V . En réalité, ce n'est pas le nombre de chômeurs U *per se* qui détermine les flux d'embauches, mais le nombre de chômeurs efficaces, à savoir $(\bar{e})^\beta U$.

A partir de l'équation (10), on peut déterminer le taux d'embauche sur un emploi vacant M/V . Celui-ci vérifie :

$$\frac{M}{V} = m(\theta) \equiv m_0 \theta^{-\eta} \quad \text{avec} \quad \theta \equiv \frac{V}{(\bar{e})^\beta U}$$

où θ est un indicateur de tension sur le marché du travail. On peut également déterminer le taux de sortie du chômage d'un individu effectuant l'effort e_i . Ce taux vaut $\frac{e_i}{\bar{e}} \frac{M}{U}$. Le rendement privé de l'effort de recherche réside uniquement dans la capacité à se distinguer des autres chercheurs d'emploi. Toutefois, l'efficacité du processus de rencontre est également affecté au niveau agrégé. Le taux de sortie du chômage de l'individu i vérifie : $\frac{e_i}{\bar{e}} \frac{M}{U} = \frac{e_i}{\bar{e}} (\bar{e})^\beta \frac{V}{(\bar{e})^\beta U} \frac{M}{V}$. On peut alors endogénéiser le paramètre λ d'efficacité du processus de recherche d'emploi. On obtient :

$$\lambda = (\bar{e})^{\beta-1} \theta m(\theta) \quad (11)$$

Ainsi, lorsque $\beta = 0$, l'intensité de recherche n'affecte pas les flux agrégés de sortie du chômage $e \lambda$. Au contraire, lorsque $\beta = 1$, l'intensité de recherche est aussi efficace au niveau microéconomique qu'au niveau macroéconomique. Le paramètre β permet donc d'intégrer cette idée d'externalité des processus de recherche qui font que la recherche d'emploi peut être plus rentable au niveau microéconomique qu'au niveau macroéconomique.

Afin de modéliser le comportement des entreprises, on note y la productivité d'un emploi occupé, c le coût de postage d'un emploi vacant, τ , le taux de charges patronales au niveau du SMIC, J la valeur d'un emploi occupé et J^v la valeur d'un emploi vacant. On obtient :

$$r J = y - (1 + \tau) w + q [J^v - J] \quad (12)$$

$$r J^v = -c + m(\theta) (J - J^v) \quad (13)$$

On suppose que les firmes sont libres de poster des emplois vacants. La condition de libre entrée $J^v = 0$ permet alors de décrire le comportement de demande de travail de l'économie :

$$\frac{c}{m(\theta)} = \frac{y - (1 + \tau) w}{r + q} \quad (14)$$

On obtient alors une relation décroissante entre le coût du travail $(1 + \tau) w$ et l'indicateur de tension sur le marché du travail θ . A partir de cette valeur, l'équilibre est obtenu en remarquant que, les agents étant *ex ante* homogènes, l'équation (4) implique que tous les chômeurs prennent la même décision en matière d'intensité de recherche. Aussi, $e_i = \bar{e} = e$. L'élasticité de la

demande de travail L par rapport au coût du travail se calcule selon :

$$\begin{aligned}\frac{d(1+\tau)w}{(1+\tau)w} &= -\eta \frac{y - (1+\tau)w}{(1+\tau)w} \frac{d\theta}{\theta} \\ \frac{dL}{L} &= -\frac{du}{1-u} = u(1-\eta) \frac{d\theta}{\theta} \\ \eta^D &= -u \frac{1-\eta}{\eta} \frac{(1+\tau)w}{y - (1+\tau)w}\end{aligned}$$

Compte tenu de la valeur du paramètre de tension θ déterminée par l'équation (14) de demande de travail, et de valeur endogène de λ déterminée par l'équation (11), l'équation (4) déterminant implicitement l'effort de recherche au niveau macroéconomique peut se réécrire :

$$\begin{aligned}SM(e, \theta, w, b, z) &\equiv S\left(e, e^{\beta-1}\theta m(\theta), w, b, z\right) \\ &= e^{\beta-1}\theta m(\theta) [v(w+b) - v(z) + d(e)] - [r + q + e^{\beta}\theta m(\theta)] d'(e)\end{aligned}\quad (15)$$

Les effets de l'ACR au niveau macroéconomique sont alors obtenus en différentiant l'équation (15). On obtient :

$$\begin{aligned}SM'_e &= S'_e + S'_\lambda \left. \frac{\partial \lambda}{\partial e} \right|_\theta \leq S'_e \\ SM'_b &= e^{\beta-1}\theta m(\theta) v'(w+b) = S'_b\end{aligned}$$

Les valeurs d'équilibre de la tension du marché du travail θ et de l'intensité de recherche e sont définies par les deux équations (14) et (15). On peut distinguer deux cas particuliers :

$\beta = 1$. λ ne dépend que de θ , déterminé par le programme de la firme, $\left. \frac{\partial \lambda}{\partial e} \right|_\theta = 0$ et l'ACR a le même impact au niveau microéconomique et macroéconomique.

$\beta = 0$, le taux de sortie du chômage $e \lambda = \theta m(\theta)$ ne dépend que du comportement des entreprises qui n'est pas affecté par la recherche d'emploi. L'ACR n'a alors pour seuls effets que de diminuer l'utilité des chômeurs et d'augmenter celle des travailleurs.

Pour étalonner le modèle, et définir les valeurs d'équilibre de ces deux variables, il reste à déterminer les valeurs des paramètres $y, m_0, \beta, \eta, c, \tau$. Nous fixons la valeur de η , l'élasticité de la fonction d'appariement par rapport au taux de chômage égale à 0.5 (voir Mortensen et Pissarides, 1999).

Pour définir les valeurs de m_0, β , nous utilisons la dérivée macroéconomique, notée δ^M , du taux de chômage par rapport au ratio de remplacement des allocations chômage qui a pour expression :

$$\begin{aligned}
\delta^M &= \frac{\partial u}{\partial (e \lambda)} \Big|_q \frac{\partial (e^\beta m_0 \theta^{1-\eta})}{\partial e} \Big|_{\theta=\theta_0} \frac{\partial e}{\partial b} \Big|_{SM} \frac{\partial b}{\partial (b/w)} \Big| \\
&= \left(-\frac{q}{(q+e\lambda)^2} \right) \left(\beta e^{\beta-1} m_0 \theta^{1-\eta} \right) \left(-\frac{SM'_b}{SM'_e} \right) (w) \\
&= \frac{\beta q \lambda}{(q+e\lambda)^2} \frac{S'_b}{S'_e + S'_\lambda \frac{\partial \lambda}{\partial e} \Big|_\theta} w \\
&= \frac{\beta q \lambda}{(q+e\lambda)^2} \frac{S'_b}{S'_e + S'_\lambda (\beta-1) e^{\beta-2} m_0 \theta^{1-\eta}} w
\end{aligned}$$

Notons alors avec un indice 0 les valeurs des variables dans le scénario de référence sans ACR ni allègement de charge, avec un taux de chômage de 20%. Le modèle est alors étalonné en fixant les valeurs suivantes :

$$\begin{aligned}
1/m_0 \theta_0^{-\eta} &= \text{durée moyenne de vacance d'un emploi} = 6 \text{ semaines} \\
1/e_0^\beta m_0 \theta_0^{1-\eta} &= 1/\lambda_0 e_0 = \text{durée moyenne du chômage} = 1.25 \text{ années} \\
\delta^M &= 0.15, \text{ estimé dans les études macroéconomiques}
\end{aligned}$$

Il s'agit d'un système de trois équations à trois inconnues : m_0 , θ_0 et β (e_0 résulte de la calibration du modèle microéconomique, et vaut 0.012).

Pour étalonner les valeurs de y , τ , et c , nous utilisons l'équation de partage de la valeur ajoutée, la demande de travail dans l'état de référence, et l'expression de la dérivée de la demande de travail par rapport au coût du travail au niveau macroéconomique, soit :

$$\begin{aligned}
w(1+\tau)(1-u_0) &= \frac{2}{3} \{(1-u_0)y - c \theta_0 u_0\} \\
\frac{c}{m(\theta_0)} &= \frac{y - w(1+\tau)}{r+q} \\
y &= w(1+\tau) \left[1 - \frac{u_0}{\varepsilon^d} \left(\frac{1-\eta}{\eta} \right) \right]
\end{aligned}$$

c'est un système de trois équations à trois inconnues en y , τ et c .

Les graphiques 11 à 13 sont obtenus en supposant que le coût de financement du RMI est de 25 milliards. On considère un allègement de charge de 20% du montant du RMI. En notant b le montant de l'allègement, L le volume de l'emploi et L_0 le volume de l'emploi en l'absence d'allègement, le coût de la mesure d'allègement des charges est égal à : $bL - z(L - L_0)$.