

CONTRÔLE ET SANCTION DES CHÔMEURS EN PRÉSENCE D'ÉPARGNE DE PRÉCAUTION

Sébastien Ménard

Volume 95, Number 1, March 2019

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1076385ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1076385ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Ménard, S. (2019). CONTRÔLE ET SANCTION DES CHÔMEURS EN PRÉSENCE D'ÉPARGNE DE PRÉCAUTION. *L'Actualité économique*, 95(1), 73–108.
<https://doi.org/10.7202/1076385ar>

Article abstract

In this paper, we analyze the consequences of monitoring and sanctions on the equilibrium unemployment rate when the workers can self-insure. We use a quantitative dynamic equilibrium search model with endogenous precautionary savings. When an unemployed worker declines a job or if the search intensity is insufficient, a sanction can be applied. The monitoring of search effort has a positive effect on the exit rate out of unemployment and the monitoring of refusals decreases the search intensity. We also show that poor unemployed workers are less sanctioned than others.

CONTRÔLE ET SANCTION DES CHÔMEURS EN PRÉSENCE D'ÉPARGNE DE PRÉCAUTION

Sébastien MÉNARD

GAINS-TEPP, Université du Maine

Faculté de Droit et de Sciences Économiques

sebastien.menard@univ-lemans.fr

RÉSUMÉ – Dans cet article, nous étudions les effets du contrôle et des sanctions à l'encontre des chômeurs indemnisés en présence d'épargne de précaution. Nous utilisons comme cadre d'analyse un modèle de recherche d'emploi avec hétérogénéité de l'épargne de précaution. Lorsqu'un chômeur fournit un effort de recherche insuffisant ou refuse une proposition d'emploi, une sanction peut être appliquée. Il apparaît que le contrôle de l'effort permet d'améliorer le taux de sortie vers l'emploi alors que l'obligation d'accepter une offre d'emploi réduit l'effort de recherche des chômeurs. Nous montrons également que le contrôle permet de réduire les dépenses des chômeurs les plus riches. En effet, les chômeurs possédant peu d'épargne de précaution sont moins sanctionnés que les autres.

ABSTRACT – In this paper, we analyze the consequences of monitoring and sanctions on the equilibrium unemployment rate when the workers can self-insure. We use a quantitative dynamic equilibrium search model with endogenous precautionary savings. When an unemployed worker declines a job or if the search intensity is insufficient, a sanction can be applied. The monitoring of search effort has a positive effect on the exit rate out of unemployment and the monitoring of refusals decreases the search intensity. We also show that poor unemployed workers are less sanctioned than others.

INTRODUCTION

L'objet de cet article est d'étudier les effets du contrôle et des sanctions à l'encontre des chômeurs indemnisés sur le bien-être et le chômage d'équilibre en présence d'épargne de précaution. De nombreux travaux ont montré les effets bénéfiques de l'assurance chômage. Elle permet en particulier de protéger les individus contre des risques de fluctuations de la consommation et améliore l'appariement entre employés et firmes (voir par exemple Gruber, 1997; Marimon et Zilibotti, 1999). Cependant, les systèmes d'indemnisation du chômage présentent également des effets contre-incitatifs sur la reprise d'emploi.

Selon la théorie de la recherche d'emploi (Mortensen, 1986), les allocations chômage contribuent à l'accroissement du salaire de réservation et à la diminution de l'effort de recherche. Il s'ensuit un allongement des durées de chômage. Plusieurs études empiriques confirment ce phénomène en précisant cependant qu'il reste de faible ampleur¹. Afin de limiter ces effets néfastes, les institutions chargées d'administrer le système des allocations chômage ont à leur disposition plusieurs instruments. La mesure la plus fréquente consiste à limiter la durée de versement (Fredriksson et Holmlund, 2006a) et à réserver l'accès à l'assurance chômage aux individus ayant suffisamment cotisé. De nombreux travaux suggèrent que la dégressivité fournit de fortes incitations à la reprise d'emploi : Wang et Williamson (1996), Cahuc et Lehmann (2000), Fredriksson et Holmlund (2001) et Pavoni et Violante (2007).

Les pouvoirs publics peuvent également contrôler le comportement des chômeurs et mettre en place des mécanismes de sanction. Ces dernières années, de nombreux pays de l'OCDE ont développé le contrôle et les sanctions à l'encontre des chômeurs indemnisés. Grubb (2000) et Venn (2012) présentent l'ensemble de ces politiques de contrôle pour les pays de l'OCDE. Le demandeur d'emploi peut voir ses droits à une indemnité suspendus temporairement ou définitivement. Les comportements susceptibles d'entraîner une sanction sont une absence injustifiée à une convocation ou à une réunion d'information, un refus d'offre d'emploi ou de formation, ou encore un effort de recherche insuffisant. Becker (1968) est à l'origine des premiers travaux sur les sanctions. Il met notamment en évidence qu'il existe un lien inverse entre la fréquence du contrôle et la sévérité de la sanction. Les travaux théoriques appliqués à l'assurance chômage (Ljungqvist et Sargent, 1995; Boone et Van Ours, 2006; Fredriksson et Holmlund, 2006b) ont montré que les contrôles agissaient de deux manières sur le taux de chômage d'équilibre. En premier lieu, un effet *ex ante* incite les chômeurs à sortir plus rapidement du chômage afin d'éviter les sanctions. Puis, une fois la sanction appliquée, l'effet *ex post* s'explique par la diminution des allocations chômage. Tatsiramos et Ours (2014) montrent ainsi que les contrôles et les sanctions influencent principalement le taux de sortie du chômage. Abbring *et al.* (2005) proposent un modèle de recherche d'emploi qui intègre la probabilité d'être sanctionné. Celle-ci dépend du niveau de l'effort de recherche qui est endogène. Lorsque le niveau de recherche est inférieur à un seuil, le demandeur d'emploi peut voir ses indemnités réduites. Pour leur part, Lalive *et al.* (2005) proposent un modèle incorporant la possibilité d'un contrôle imparfait de l'effort de recherche. La probabilité d'être sanctionné dépend alors de l'effort de recherche ainsi que du taux de contrôle. Ces deux contributions concluent à un effet positif du contrôle sur le taux de sortie. Boone *et al.* (2007) construisent un modèle proche de Abbring *et al.* (2005) en intégrant le coût du contrôle. Ils montrent que l'introduction du contrôle et des sanctions est susceptible d'améliorer le bien-être pour des valeurs raisonnables du coût de contrôle. D'autres travaux viennent cependant nuancer les résultats précédents.

1. Voir par exemple Atkinson et Micklewright (1991), Meyer (1990), et Joutard et Ruggiero (1996).

Van den Berg et Van der Klaauw (2006) proposent un modèle dans lequel il existe deux moyens pour rechercher un emploi : la recherche via l'agence pour l'emploi et la recherche informelle. Ils montrent que l'introduction du contrôle incite les chômeurs à utiliser le premier moyen de recherche bien qu'il soit moins efficace que la recherche informelle. Ce comportement provoque une hausse du taux de chômage. Tanguy (2006) développe un modèle dans lequel la caisse d'assurance peut contrôler l'effort de recherche ou les offres de salaire reçues par les chômeurs. Elle montre que le contrôle de l'effort a des vertus incitatives alors que le contrôle des offres ne permet pas d'améliorer la recherche d'emploi. Cependant, ce modèle n'intègre ni les conditions d'éligibilité à l'assurance chômage ni la possibilité d'épargner pour se couvrir contre les risques d'une sanction.

Les études empiriques² confirment l'efficacité des contrôles sur le taux de retour à l'emploi. Cependant, l'effet *ex post* semble le plus important. Van den Berg et Vikström (2014), sur données suédoises, trouvent un effet positif sur le retour à l'emploi. Cependant, le contrôle a également pour effet une baisse persistante de 3,8 % des salaires et une hausse des emplois à temps partiel. Sur données suisses, Lalive *et al.* (2005) confirment l'impact négatif sur les salaires y compris pour les chômeurs n'ayant reçu qu'une mise en garde. Pour leur part, Van den Berg et Van der Klaauw (2006) et Jensen *et al.* (2003) n'identifient aucun effet positif sur le retour à l'emploi. Ces résultats peuvent s'expliquer par la substitution d'un canal de recherche par un autre. Ainsi, les chômeurs abandonneraient le canal informel des réseaux pour le canal formel des agences pour l'emploi. Ce dernier étant plus visible, mais aussi moins efficace.

Le modèle utilisé dans ce papier s'inscrit dans la lignée de celui de Boone *et al.* (2007). La caisse d'assurance chômage peut contrôler l'acceptation ou le refus de propositions d'emploi ainsi que le niveau d'effort de recherche. Cependant, notre modèle intègre l'épargne de précaution des chômeurs. Ainsi, une autoassurance privée peut se substituer à la mutualisation des risques via les caisses d'assurance chômage. Ce mécanisme permet aux chômeurs les plus riches de limiter les effets d'une sanction. Abdulkadiroğlu *et al.* (2002), Pavoni (2007), Chetty (2008), Shimer et Werning (2008) ont montré l'importance de l'autoassurance dans les mécanismes de protection contre le risque de chômage. Plus récemment, Rendahl (2012) a mis en évidence les stratégies de substitution des allocations chômage par l'autoassurance au cours de l'épisode de chômage. Ainsi, l'épargne protège du risque de chômage, mais aussi de la dégressivité des allocations. Nous montrons que la dégressivité touche de manière identique tous les chômeurs alors que le contrôle a plus d'effets sur les chômeurs détenant un patrimoine financier. Ainsi, l'introduction du contrôle permet de mobiliser l'épargne de précaution des chômeurs et d'orienter les ressources publiques vers les individus les plus pauvres.

2. Van den Berg *et al.* (2004), McVicar (2008), McVicar (2010), Boockmann *et al.* (2009), Micklewright et Nagy (2010), Svarer (2011), Van der Klaauw et Van Ours (2013), Cockx et Dejemeppe (2012), Arni *et al.* (2013).

L'article se décompose de la manière suivante : dans la deuxième section, nous présentons une comparaison internationale des systèmes de contrôle et des sanctions. Dans la section 3, le comportement des travailleurs et la modélisation du régime d'assurance chômage sont présentés. La quatrième section expose la calibration sur données françaises. La cinquième section est consacrée à la présentation des résultats alors que la sixième conclut.

1. COMPARAISON INTERNATIONALE

La plupart des pays de l'OCDE proposent un dispositif de contrôle des chômeurs. Celui-ci peut porter sur le refus des offres d'emplois, le niveau d'effort de recherche et/ou le refus de formations. Les tableaux 1 et 2 présentent les principales caractéristiques des systèmes de suivi des chômeurs pour l'Allemagne, le Canada, la France, le Royaume-Uni, la Suède et les États-Unis.

TABLEAU 1
COMPARAISON INTERNATIONALE I

	Durée de versement des indemnités	Types d'agents interrogés sur le résultat des candidatures	Nombre annuel de propositions d'emplois
Allemagne	6 à 24 mois	Chômeurs - Employeurs	n.d
Canada	14 à 45 semaines	n.d	n.d
France	4 à 36 mois	Chômeurs - Employeurs	4,8
Royaume-Uni	6 mois	Chômeurs	6
Suède	14 mois	Chômeurs	2,8
É.-U.	26 à 39 semaines	Chômeurs	n.d

NOTE : n.d. pour non disponible.

La mise en place de sanctions pour un refus de formation ou pour le non respect d'une obligation administrative³ ne pose généralement aucun problème dans la mesure où l'agence pour l'emploi dispose d'une information parfaite sur ces critères. Il ne va pas de même pour le contrôle des refus et de l'effort de recherche.

Pour le contrôle des refus, les agences pour l'emploi sont dans l'obligation de définir ce qu'est un « emploi acceptable ». Cette définition prend généralement en compte des critères tels que la distance, le secteur ou le salaire. Ces critères peuvent évoluer durant l'épisode de chômage afin d'inciter au retour rapide vers l'emploi. Comme l'indique la troisième colonne du tableau 1, les offres d'emploi peuvent provenir directement de l'agence pour l'emploi. Le contrôle des refus se réalise alors de manière simple auprès des chômeurs uniquement. Dans le cas contraire, le contrôle peut s'avérer inefficace dans la mesure où l'agence n'observe pas les refus sur les autres canaux de recherche. La solution consiste alors à vérifier

3. Absences répétées aux entretiens prévus par la caisse d'assurance chômage, absence d'abonnement aux offres de l'agence pour l'emploi...

TABLEAU 2
COMPARAISON INTERNATIONALE II

	Fréquence des contrôles de la recherche d'emploi	Nombre d'actions à justifier par mois	Durée de la sanction	Part du chômage de longue durée
Allemagne	En fonction de la catégorie du chômeur En moyenne 6 fois par an	n.d	De 3 à 12 semaines	45,7 %
Canada	Dépend des chômeurs	Variable	De 1 à 12 sem.	12,1 %
France	1 fois par mois	Variable	8 semaines	45,1 %
Royaume-Uni	2 fois par mois	10	De 1 à 26 sem.	34,3 %
Suède	Toutes les 6 sem.	n.d	De 8 sem. à définitive	19,3 %
États-Unis	2 fois par mois	10	Définitive dans 5 États	19,8 %

SOURCE : OCDE (2007).

Chômeurs de longue durée : fréquence des épisodes supérieure à 1 an en 2015.

les refus auprès des employeurs. L'agence contacte les employeurs dont les postes sont vacants afin d'obtenir des informations sur le refus des offres.

Le contrôle de l'effort présente également un risque d'aléa moral. En effet, l'effort de recherche est difficile à définir et à observer. La plupart des pays abordent la question de l'effort de recherche en imposant aux chômeurs des actions à engager en vue de retrouver un emploi (tableau 2). Ces actions sont vérifiées lors de chaque entretien dont la fréquence peut aller de deux par mois à un tous les deux mois. Pour chaque période de contrôle, le chômeur a l'obligation de présenter un bilan de sa recherche. Ce bilan peut comporter le nombre de candidatures envoyées, les réponses à ces candidatures, le nombre d'entretiens d'embauche, ainsi que les coordonnées de chaque employeur contacté afin de permettre le contrôle par l'agence pour l'emploi.

1.1 Allemagne

En Allemagne, les agents de l'*Agentur Für Arbeit* proposent un bilan de compétences dès l'inscription des travailleurs au chômage. Ce bilan permet de déterminer les offres d'emploi raisonnables. Un bénéficiaire des allocations chômage doit accepter toutes les offres d'emploi dites « raisonnables ». En termes de mobilité géographique, cela signifie que le temps de trajet doit être inférieur à 2h30. Le caractère raisonnable d'un emploi intègre également des critères de rémunération. Ainsi, un emploi est considéré comme raisonnable si la baisse de revenu n'est pas supérieure à 20 % pendant les trois premiers mois de chômage, puis 30 % au cours des trois mois suivants. Après les six premiers mois de chômage, les em-

ploi sont considérés comme raisonnables dès lors que le salaire est supérieur aux allocations chômage.

1.2 *Canada*

En début de période de chômage, un chômeur canadien est autorisé à restreindre sa recherche d'emploi à des postes comparables à celui qui l'occupait auparavant. Cependant, ses exigences doivent être revues à la baisse au cours de la période de chômage. Dans la pratique, un chômeur dispose d'environ 3 semaines (ce délai varie en fonction du parcours professionnel) pour explorer le marché du travail sans contrainte. Après plusieurs semaines, il devra accepter d'étendre sa recherche d'emploi à d'autres postes. Lorsqu'il refuse un emploi « convenable », le chômeur doit être en mesure de justifier sa décision (raisons familiales, santé...). Le chômeur doit être en mesure de prouver qu'il fournit un effort raisonnable et constant pour sortir du chômage. Cependant, la législation ne précise pas ce qu'est un effort raisonnable.

1.3 *France*

La définition d'un emploi convenable pour un chômeur français dépend de la formation initiale et des qualifications. Après 3 mois de chômage, le demandeur d'emploi doit élargir sa recherche d'emploi. Le demandeur d'emploi à l'obligation de participer à des entretiens mensuels avec un conseiller de la caisse d'assurance chômage. La fréquence de ces rencontres peut être plus importante pour les chômeurs en difficulté. Lors de cette rencontre, les chômeurs doivent apporter des preuves de leur recherche d'emploi.

1.4 *Royaume-Uni*

Dès son inscription, le chômeur anglais signe un *Jobseeker's Agreement* qui détermine ses droits et devoirs pendant sa période de chômage. Un bénéficiaire des allocations peut refuser des offres pendant ses 13 premières semaines de chômage. Après ce délai, une modification du *Jobseeker's Agreement* peut le contraindre à élargir sa recherche à d'autres types d'emploi. Pendant les 3 premiers mois de chômage, un emploi peut être refusé pour des raisons salariales. Après 3 mois, une offre d'emploi est considérée comme raisonnable si le salaire est au moins égal à 95 % du salaire antérieur. Ce seuil passe à 85 % après six mois de chômage. Après un an de chômage, le demandeur d'emploi doit accepter tous les salaires supérieurs au minimum légal.

1.5 *Suède*

En Suède, les chômeurs bénéficient d'un délai déterminé au cas par cas pendant lequel ils peuvent rechercher l'emploi de leur choix. Un emploi est considéré comme raisonnable s'il implique une absence du domicile inférieure à 12h, trajets compris, et si le salaire proposé est supérieur à 90 % du salaire antérieur. Un emploi peut être refusé pour raisons familiales ou médicales. Les bénéficiaires des

allocations chômage s'entretiennent avec leur conseiller en moyenne toutes les 6 semaines. Cette rencontre est l'occasion de faire un bilan et éventuellement de redéfinir les objectifs du chômeur.

1.6 États-Unis

La plupart des États américains autorisent les chômeurs à être sélectifs pendant les premières semaines de leur recherche d'emploi. Chaque État à sa propre définition de ce qu'est un emploi convenable. Généralement, elle intègre des critères de qualification, de compétences et de temps de trajet. Les chômeurs doivent tenir un registre afin d'être en mesure d'apporter les preuves de contacts réguliers avec des employeurs.

2. PRÉSENTATION DU MODÈLE

2.1 Préférences et risques sur le marché du travail

Nous développons un modèle dynamique de recherche d'emploi avec contrôle de l'effort de recherche et des refus d'emploi. Chaque travailleur a une durée de vie infinie et maximise son espérance d'utilité intertemporelle qui s'écrit :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(c_t) - h_t]$$

où β est le facteur d'escompte psychologique, $u(\cdot)$ est l'utilité instantanée, c_t est la consommation à la date t , h_t correspond à l'effort de recherche des chômeurs. La fonction d'utilité est de type CRRA, croissante, deux fois différentiable et strictement concave :

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

avec σ l'aversion au risque. En début de période, les agents choisissent leur niveau d'effort. Un effort de recherche plus intensif réduit l'utilité instantanée, mais accroît les chances de sortir du chômage. La probabilité d'obtenir une proposition d'emploi est :

$$\pi(h_t) = 1 - e^{-\nu h_t}$$

Les politiques de contrôle visent à réduire le chômage volontaire. Par conséquent, le paramètre ν est calibré afin de reproduire l'élasticité de la durée du chômage au montant des allocations. La fonction $\pi(\cdot)$ peut donc être appréhendée comme une boîte noire capturant simultanément les comportements d'offre et de demande sur le marché du travail. Cette stratégie de calibration permet de reproduire les variations de chômage volontaire observées empiriquement.

Bien que le modèle ne présente pas de manière explicite le comportement des firmes, on notera que le contrôle est susceptible d'avoir des effets positifs sur la création de postes vacants. En effet, toutes choses égales par ailleurs, une hausse de l'effort signifie qu'un emploi vacant est pourvu plus rapidement. Par conséquent, dans un modèle à la Pissarides, le contrôle réduit le coût moyen d'un recrutement et incite les firmes à créer des postes vacants. Ainsi, cette politique a des effets ambigus sur la quantité de postes vacants dans l'économie : elle incite les firmes à créer des postes et les chômeurs à les rechercher plus activement.

Les chômeurs ne peuvent pas diriger leur recherche vers un type d'emplois en particulier. Ainsi, ils peuvent recevoir une proposition de salaire haut w_g avec une probabilité p_g , ou une proposition de salaire bas w_b avec une probabilité $p_b = 1 - p_g$. Lorsqu'un chômeur reçoit une offre, il peut (i) l'accepter ou (ii) la rejeter et continuer sa prospection dans l'espoir d'obtenir une meilleure offre. Nous supposons que le rejet d'un emploi ne modifie les probabilités de tirage (p_h, p_b) ni les autres caractéristiques du modèle. Cette hypothèse d'indépendance temporelle signifie que les chômeurs font face à la même structure d'information à chaque période. Si la proposition d'emploi est acceptée, l'agent devient employé et reçoit le salaire tant qu'il n'est pas licencié. Par conséquent, un chômeur doit arbitrer entre accepter une proposition d'emploi ou la refuser compte tenu des coûts et des gains potentiels associés à la poursuite de la recherche d'emploi. Dans notre modèle, il est impossible d'obtenir un salaire supérieur à w_g . C'est la raison pour laquelle ce salaire est toujours accepté dès lors qu'il est supérieur aux allocations. En revanche, le salaire w_b peut être refusé par les agents les plus riches qui utilisent alors leur épargne de précaution pour financer la recherche d'un emploi w_g . La stratégie optimale d'un chômeur consiste donc à déterminer un niveau de capital de réservation \bar{a} en dessous duquel il acceptera toutes les propositions d'emploi.

Nous supposons que tous les travailleurs sont éligibles à l'assurance chômage. Par ailleurs, un employé peut perdre son emploi avec une probabilité exogène s . Lorsqu'un employé éligible perd son emploi, il reçoit une indemnité chômage dont le niveau dépend de son dernier salaire :

$$b_i = \theta w_i$$

avec $i = g, b$ et θ le ratio de remplacement. Un chômeur éligible peut perdre ses droits pour deux raisons : (i) s'il a atteint la durée maximale de versement des allocations chômage, ou (ii) s'il est sanctionné par la caisse d'assurance chômage pour un refus d'emploi ou un effort de recherche insuffisant. Les chômeurs non éligibles reçoivent les minima sociaux notés z avec $z < b$. Nous supposons que la durée de versement des allocations suit un processus markovien. Ainsi, les allocations sont versées en moyenne pendant $\frac{1}{\rho}$ périodes ce qui implique une probabilité de perdre ses droits égale à ρ .

L'indemnisation du chômage dépend également du comportement des chômeurs. Nous supposons que la caisse d'assurance chômage peut contrôler le refus

des offres d'emploi et l'effort de recherche des chômeurs éligibles. En cas de comportement répréhensible, le chômeur devient non éligible et perçoit les minima sociaux z . Il ne redeviendra éligible qu'après avoir repris un emploi. Le système de contrôle est expliqué dans ce qui suit.

Le contrôle de l'effort

Dans un premier temps, la caisse d'assurance chômage s'intéresse à l'effort de recherche à travers les propositions d'emploi reçues par le chômeur. Elle considère qu'un individu recevant une proposition d'emploi a nécessairement fourni un effort suffisamment important. Par conséquent, nous considérons que seuls les chômeurs éligibles n'ayant reçu aucune offre d'emploi risquent une sanction. Dans un second temps, la caisse d'assurance chômage fixe un niveau d'effort \tilde{h} en dessous duquel les chômeurs contrôlés sont considérés comme fraudeurs et sont sanctionnés.

Pour un fraudeur, la probabilité d'être sanctionné dépend à la fois de la fréquence du contrôle de l'effort q_f et de l'efficacité de chaque contrôle q_e , c'est-à-dire de la capacité de l'agence pour l'emploi de détecter une fraude. Ainsi, un chômeur peut éviter une sanction soit parce qu'il n'est pas contrôlé, soit parce que le contrôle est inefficace. Dans la pratique, l'effort est appréhendé indirectement à travers des éléments de preuve tels que le nombre de candidatures envoyées ou le nombre d'entretiens d'embauche. Malgré tout, le contrôle de l'effort est caractérisé par une indétermination juridique. Celui-ci étant imparfaitement observable, il existe toujours un risque de le surestimer ou de le sous-estimer. Généralement, le doute bénéficie aux chômeurs. En effet, les agences pour l'emploi préfèrent prendre le risque de ne pas sanctionner un fraudeur plutôt que celui de sanctionner un chômeur honnête.

Par conséquent, si $h \geq \tilde{h}$, l'effort est observé avec probabilité q_e et le chômeur contrôlé n'est pas sanctionné, ou bien l'effort n'est pas correctement observé avec une probabilité $1 - q_e$ et le chômeur contrôlé bénéficie du doute. Autrement dit, les chômeurs dont le niveau d'effort est supérieur à \tilde{h} sont considérés comme honnêtes et ne sont jamais sanctionnés. En revanche, si $h < \tilde{h}$, l'effort est observé avec une probabilité q_e et le chômeur contrôlé est sanctionné, ou bien l'effort n'est pas observé et le chômeur contrôlé bénéficie du doute. Ainsi, la probabilité d'être sanctionné pour manque d'effort s'écrit :

$$\tilde{q}(h(a)) = \begin{cases} q_f \cdot q_e = q & \text{si } h(a) < \tilde{h}, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

La source du risque d'une sanction (fréquence du contrôle ou efficacité du contrôle) ne joue aucun rôle dans les décisions économiques des chômeurs. En effet, seul compte le risque q d'être sanctionné lorsque $h < \tilde{h}$. Par ailleurs, une hausse de l'effort h_t réduit le risque de sanction de deux manières : d'une part en augmentant les chances d'obtenir une offre d'emploi et donc d'être à l'abri d'un

contrôle. D'autre part, en augmentant la probabilité de fournir un effort supérieur à \tilde{h} . Notons que le contrôle de l'effort de recherche et le contrôle des refus sont indépendants. Ainsi, lorsque la caisse d'assurance chômage contrôle uniquement l'effort de recherche, il est toujours possible de refuser des offres d'emploi.

Le contrôle des refus

Le contrôle des refus est assuré par un mécanisme spécifique. Comme pour l'effort de recherche, le contrôle des refus est le résultat de la fréquence des contrôles des refus, m_f , et de l'efficacité du contrôle des refus m_e . En effet, l'agence pour l'emploi observe parfaitement les refus concernant les emplois qu'elle propose directement aux chômeurs. Il n'en va pas de même pour les propositions d'emploi obtenues par d'autres canaux de recherche. Comme nous l'avons vu précédemment, la solution consiste alors à contrôler les refus auprès des employeurs. Néanmoins, cette solution ne permet pas d'observer tous les refus d'emploi. Ainsi, il existe toujours une probabilité $1 - m_e$ de ne pas détecter un refus d'emploi.

À chaque période, un chômeur ayant refusé une offre a une probabilité $m_f.m_e = m$ d'être sanctionné. Pour le chômeur, la composition entre la fréquence du contrôle et l'efficacité du contrôle n'a pas d'importance dans sa perception du risque de sanction. Seul compte le risque final de sanction m . Par ailleurs, nous supposons que les sanctions ne sont jamais rétroactives. Autrement dit, un chômeur ne peut être sanctionné que s'il a refusé une offre durant la période où a lieu le contrôle. La probabilité de sanction pour refus est donc donnée par :

$$\tilde{m} = \begin{cases} m_f.m_e = m & \text{en cas de refus,} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Ce mécanisme de contrôle a pour objectif de rendre les chômeurs éligibles moins sélectifs envers les propositions d'emploi. Intuitivement, le contrôle des refus permet de proposer une assurance chômage plus généreuse sans que cela se traduise par une augmentation du nombre de refus d'emploi. Lorsqu'un chômeur reçoit une offre de salaire w_i , il doit choisir entre l'accepter et la refuser. En cas d'acceptation, il devient employé éligible et reçoit le salaire w_i à chaque période tant qu'il ne perd pas son emploi. En revanche, en cas de refus, il peut être sanctionné avec une probabilité m . Il devient alors chômeur non éligible ce qui se traduit par une diminution des indemnités chômage. Par ailleurs, il ne redeviendra éligible qu'après avoir retrouvé un emploi.

2.2 Accumulation d'épargne de précaution

Notre modèle s'inscrit dans la lignée des travaux de Stokey et Lucas (1989), Aiyagari (1994) et Huggett (1997). Il permet de prendre en compte l'hétérogénéité des comportements d'épargne et d'en déduire une distribution endogène de richesse. Nous supposons donc que les agents peuvent accumuler des actifs financiers dans le but de se couvrir contre un risque de fluctuation de leurs revenus

ou de sanction. Ainsi, le niveau de consommation d'un agent peut être différent de son salaire. Dans la mesure où la caisse d'assurance chômage n'observe pas le patrimoine des chômeurs, cela signifie qu'elle ne contrôle plus le niveau de consommation des chômeurs. Par ailleurs, l'accumulation de capital accroît l'hétérogénéité entre les agents. En effet, ceux qui ont eu la chance d'occuper un emploi pendant une période relativement longue disposent d'un stock d'actifs financiers plus élevé. Leur richesse leur permet alors de se montrer plus exigeants dans leur recherche d'emploi.

Nous supposons donc que les ménages ont accès aux marchés financiers et doivent répartir leur revenu entre épargne et consommation. La présence d'un risque de chômage sur le marché du travail incite les employés à épargner une partie de leur salaire. En cas de licenciement, les chômeurs peuvent puiser dans leur stock d'actifs financiers pour lisser leur consommation. En revanche, les agents sont soumis à une contrainte de non-endettement stricte : ils ne peuvent pas s'endetter. En effet, il semble raisonnable de penser que, dans la plupart des cas, les organismes financiers refuseront de prêter de l'argent à un chômeur. Cette contrainte financière est une incitation supplémentaire à l'épargne. Sachant qu'il ne peut pas emprunter, un employé épargne davantage afin d'éviter de subir la contrainte d'endettement en cas de licenciement. Le stock d'actifs au début de la période $t + 1$ s'écrit :

$$a_{t+1} = (1 + r)a_t + y_t - c_t$$

avec r le taux d'intérêt réel exogène et a_t le stock d'actifs à la période t . y_t correspond au revenu net courant en t , c'est-à-dire au salaire net $w_i(1 - \tau)$ pour les employés, aux allocations chômage b_i pour les chômeurs éligibles et aux minima sociaux z pour les chômeurs non éligibles. La valeur de la taxe τ est fixée de manière à assurer l'équilibre budgétaire de la caisse d'assurance chômage.

2.3 Les règles de décisions des ménages

Compte tenu des mécanismes décrits ci-dessus, chaque agent détermine une séquence optimale de a_t et l'effort de recherche maximisant son espérance d'utilité intertemporelle sous la contrainte de non-endettement. La décision optimale d'un employé de type i est la solution de l'équation de Bellman suivante :

$$W(a, w_i) = \max_{a' \geq 0} \left\{ u(w_i(1 - \tau) + a(1 + r) - a') + \beta [sV(a', b_i) + (1 - s)W(a', w_i)] \right\}$$

Cette expression s'interprète aisément. L'espérance d'utilité d'un employé bénéficiant d'un salaire w_i est égale à l'utilité instantanée procurée par un salaire net $w_i(1 - \tau)$, où τ est le taux de taxe assurant le financement du régime d'assurance chômage, à laquelle on ajoute l'espérance d'utilité future. À la période suivante, l'employé éligible peut conserver son emploi avec une probabilité $1 - s$ ou le perdre avec une probabilité s . Dans ce dernier cas, il touche l'allocation $b_i = \theta w_i$ et obtient l'utilité intertemporelle d'un chômeur éligible $V(a', b_i)$. Dans tous les cas, l'utilité de l'agent à la période suivante est pondérée par le facteur d'escompte psychologique β . On note que l'espérance d'utilité d'un chômeur éligible dépend du salaire w_i que l'agent recevait avant son licenciement. Cette caractéristique s'explique par le fait que l'indemnité chômage est indexée sur le dernier salaire perçu par l'agent.

De même, l'équation de Bellman d'un chômeur éligible $V(a, b_i)$ est :

$$\begin{aligned} V(a, b_i) = & \max_{a' \geq 0, h(a) \geq 0} \left\{ u(b_i + a(1+r) - a') - h(a) \right. \\ & + \beta [\pi(h(a)) p_g \max\{W(a', w_g), J(a', b_i)\} \\ & + \pi(h(a)) p_b \max\{W(a', w_b), J(a', b_i)\} \\ & \left. + (1 - \pi(h(a))) X(a', b_i) \right\} \end{aligned}$$

avec $J(a', b_i)$ l'espérance d'utilité en cas de refus d'une offre d'emploi et $X(a', b_i)$ l'espérance d'utilité en cas d'absence d'offre d'emploi :

$$\begin{aligned} J(a', b_i) &= mU(a', z) \\ &+ (1 - m)(\rho U(a', z) + (1 - \rho)V(a', b_i)) \\ X(a', b_i) &= \tilde{q}(h(a'))U(a', z) \\ &+ (1 - \tilde{q}(h(a')))(\rho U(a', z) + (1 - \rho)V(a', b_i)) \end{aligned}$$

Un chômeur éligible possédant un stock d'actifs financiers a reçoit l'utilité instantanée associée au versement de son indemnité chômage b_i et subit une désutilité de l'effort de recherche $h(a)$. À la période suivante, il reçoit une proposition d'emploi avec une probabilité $\pi(\cdot)$. Cet emploi donne accès à un salaire w_g avec une probabilité p_g et un salaire w_b avec une probabilité p_b . Le chômeur éligible doit alors choisir entre accepter l'offre et recevoir l'espérance d'un employé éligible $W(a', w_i)$ ou la refuser et obtenir l'espérance d'utilité J . L'utilité J reflète les conséquences possibles d'un refus. En cas de rejet de la proposition d'emploi, le chômeur éligible peut être sanctionné avec une probabilité m . Il devient alors chômeur non éligible et reçoit l'utilité $U(a', z)$. Dans l'hypothèse où il n'est pas sanctionné, le chômeur éligible peut tout de même arriver au terme de la durée de

versement de ses indemnités. Ainsi, il arrive en fin de droits avec une probabilité ρ et devient chômeur non éligible. Dans le cas contraire, il reste chômeur éligible. Pour terminer, la probabilité pour un chômeur éligible de ne pas recevoir de proposition d'emploi est $1 - \pi(h(a))$. Cette absence de contact avec une entreprise peut être interprétée comme un manque d'effort de recherche. La probabilité de sanction est alors $\tilde{q}(h(a')) = q$ si $h(a') < \tilde{h}$ et $\tilde{q}(h(a')) = 0$ sinon. On note l'espérance d'utilité de ce contrôle X . Si le chômeur n'est pas sanctionné, il peut arriver en fin de droits avec une probabilité ρ .

Pour un chômeur non éligible, l'équation de Bellman est :

$$\begin{aligned}
 U(a', z) = & \max_{a' \geq 0, h(a) \geq 0} \left\{ u(z + a(1+r) - a') - h(a) \right. \\
 & + \beta[\pi(h(a))p_g \max\{W(a', w_g), U(a', z)\} \\
 & + \pi(h(a))p_b \max\{W(a', w_b), U(a', z)\} \\
 & \left. + (1 - \pi(h(a)))U(a', z) \right\}
 \end{aligned}$$

Cette équation peut s'interpréter de la manière suivante : un chômeur non éligible perçoit l'utilité instantanée associée au versement des minima sociaux z à laquelle on retranche la désutilité de l'effort de recherche $h(a)$. La probabilité de recevoir une offre d'emploi est $\pi(a)$. S'il rejette une offre d'emploi, il reste chômeur non éligible. Dans le cas contraire, il devient employé. Enfin, un agent ne recevant aucune offre reste chômeur non éligible.

2.4 L'effort de recherche optimal

Les chômeurs éligibles choisissent le niveau d'effort qui maximise leur espérance d'utilité intertemporelle. Les conditions du premier ordre nous donnent les expressions de l'effort de recherche optimal en fonction du stock d'actifs financiers. Pour un chômeur éligible, l'effort est :

$$\begin{aligned}
 1 = & \pi(h(a))'[p_g \max\{W(a', w_g), J(a', b_i)\} \\
 & + p_b \max\{W(a', w_b), J(a', b_i)\} - X(a', b_i)]
 \end{aligned}$$

Il apparaît que l'effort de recherche est une fonction croissante de l'écart entre l'espérance d'utilité de l'emploi et celle du chômage. Par conséquent, un ratio de remplacement plus faible ou une durée de versement plus courte à travers une augmentation de la valeur du paramètre ρ se traduit par une augmentation de l'effort de recherche. Plus q augmente, plus la situation de chômeur honnête est préférable et le niveau d'effort augmente. En revanche, une hausse du contrôle des refus m peut avoir un effet indéterminé sur l'effort de recherche. En effet,

un chômeur éligible qui ne reçoit pas d'offre ne sera jamais sanctionné pour refus. Par conséquent, l'absence de recherche peut être une stratégie optimale pour éviter les sanctions. Ainsi, l'effet d'un contrôle des refus plus strict est indéterminé : il encourage les chômeurs à être moins sélectifs, mais réduit le niveau d'effort de recherche.

2.5 L'équilibre stationnaire

Dans la présentation de nos résultats, nous comparons des états stationnaires. Ces équilibres sont déterminés par les règles optimales d'épargne $a = \Psi(a, \varepsilon)$ et d'effort $h = \Omega(a, \varepsilon)$ qui maximisent les équations de Bellman où ε correspondent aux différents statuts des agents dans l'économie. Ainsi, l'état stationnaire est défini de la manière suivante :

- (i) Les règles de décision $\Psi(a, \varepsilon)$ et $\Omega(a, \varepsilon)$ sont les solutions du programme de maximisation des agents.
- (ii) La distribution stationnaire d'actifs financiers $\lambda(a, \varepsilon)$ est endogène. Elle est obtenue à l'aide des règles de décision d'épargne des agents $\Psi(a, \varepsilon)$. La loi d'évolution de cette distribution est donnée par :

$$\lambda_{t+1}(a', \varepsilon') = \sum_a \sum_{\varepsilon} I(a', a, \varepsilon) \text{Prob}(\varepsilon_{t+1} = \varepsilon' | \varepsilon_t = \varepsilon) \lambda_t(a, \varepsilon)$$

où $I(a', a, \varepsilon)$ est une variable indicatrice prenant la valeur 1 si $a' = \Psi(a, \varepsilon)$ et 0 dans tous les autres cas. La distribution stationnaire est alors donnée par $\lambda_{t+1} = \lambda_t$

- (iii) L'équilibre budgétaire est assuré par la taxe τ qui est telle que :

$$\begin{aligned} \sum_a \tau w_g \lambda(a, \varepsilon_{w_g}) + \sum_a \tau w_b \lambda(a, \varepsilon_{w_b}) = \\ \sum_a \theta w_g \lambda(a, \varepsilon_{b_g}) + \sum_a \theta w_b \lambda(a, \varepsilon_{b_b}) + \sum_a z \lambda(a, \varepsilon_z) \end{aligned}$$

3. CALIBRATION

Nous retenons un étalonnage trimestriel. Le facteur de préférence pour le présent β est fixé à 0,9875 ce qui correspond à un taux d'escompte psychologique de 5 % par an. L'aversion pour le risque est de 2. Il s'agit des valeurs couramment retenues pour un étalonnage trimestriel. Le taux d'intérêt est fixé à 1 %. Dans la situation de référence, les contrôles des refus et de l'effort n'existent pas. Par conséquent, nous supposons que $m = 0$ et $q = 0$. La durée d'indemnisation est calibrée à partir des règles d'indemnisation de l'Unedic⁴. En France, le versement des indemnités chômage dépend de la durée d'activité antérieure. Ainsi, la durée d'indemnisation est comprise entre 4 mois et 24 mois pour les moins de 50 ans. En 2014, la durée moyenne d'indemnisation était de 9 mois. Par conséquent, nous

4. Association chargée par délégation de service public de la gestion de l'assurance chômage en France en collaboration avec Pôle Emploi.

retenons une durée moyenne d'indemnisation de 3 trimestres, soit $\rho = \frac{1}{3}$. Selon l'INSEE, en 2016, le salaire moyen en France était de 2 167 euros. Pour ce niveau de rémunération, les règles d'indemnisation du chômage prévoient un ratio de remplacement de 57 %. De même, le montant de l'assistance chômage (Revenu de Solidarité Active) s'élevait à 469 euros pour un couple avec un enfant, soit environ 20 % du salaire moyen. Les emplois de type *G* représentent 50 % des emplois proposés. L'écart entre les emplois de type *G* et ceux de type *B* est de 15 %. Cette calibration s'inspire des travaux de Postel-Vinay et Robin (2002). Après normalisation du salaire à w_b à 1, nous obtenons $w_g = 1,15$, $\theta = 0,6$ et $z = 0,2$. Nous retenons une probabilité moyenne de séparation de 5 % par trimestre. Il s'agit d'une calibration conforme à la durée moyenne des emplois pour l'économie française.

Les politiques de contrôle n'auraient aucun effet si le chômage n'était qu'involontaire. Cependant, de nombreuses études microéconomiques montrent qu'une hausse de la générosité des indemnités chômage incite les individus à réduire leur effort de recherche et/ou à refuser des offres. Ces travaux indiquent l'existence d'une élasticité positive et significative de la durée du chômage aux montants des indemnités chômage ou à la durée de versement⁵. Ainsi, Tatsiramos et Ours (2014) indique que l'élasticité de la durée du chômage au montant des allocations est comprise entre 0,4 et 1. Nous calibrons le paramètre ν en imposant un taux de chômage de 9 % correspondant au taux moyen observé en France sur la période 2004-2014 et une élasticité de la durée du chômage au montant des indemnités de 0,4. Par conséquent, notre modèle est en mesure de reproduire les comportements de chômage volontaire provoqués par le système d'indemnisation du chômage.

TABLEAU 3
CALIBRATION DU MODÈLE

β	σ	r	θ	z	ρ
0,9875	2	1 %	0,6	0,2	0,33
s	w_b	w_g	p_h	p_b	ν
5 %	1	1,15	0,5	0,5	4,5

4. CONTRÔLE ET SANCTIONS : UNE ÉVALUATION

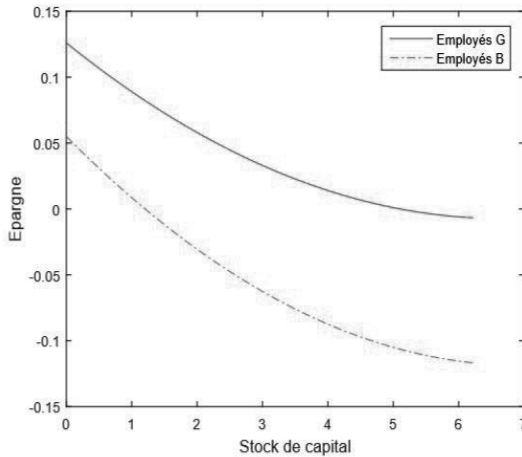
Dans cette section, nous présentons les résultats concernant l'influence du contrôle et des sanctions en présence d'épargne de précaution. Avant d'analyser ces différents effets, nous présentons les comportements d'épargne et de recherche d'emploi dans l'économie de référence sans contrôle.

5. Narendranathan *et al.* (1985), Katz et Meyer (1990), Van den Berg (1990) et Le Barbanchon (2012).

4.1 Les comportements d'épargne

Les simulations du modèle pour la calibration de référence nous permettent de comprendre les stratégies d'épargne des agents. Nous avons supposé que $\beta(1 + r) < 1$. Cette situation implique qu'il est toujours coûteux pour les agents de reporter leur consommation à plus tard puisque leur consommation courante est supérieure à leur consommation future. Par conséquent, les agents n'épargnent que pour des motifs de précaution, c'est-à-dire pour lisser leur consommation dans un environnement où leurs revenus subissent des fluctuations. Une fois le stock optimal d'actifs de précaution atteint, les agents cessent d'épargner. Le graphique 1 présente le flux d'épargne des employés en fonction de leur stock d'actifs financiers⁶. Il apparaît que les employés de type *G* épargnent tant que leur stock d'actifs est inférieur 5,25 (environ 13 mois de salaire). Pour les chômeurs de type *B*, l'épargne est positive pour un stock d'actifs inférieur à 1,25 (4 mois de salaire). Les chômeurs de type *G* épargnent plus pour deux raisons : (i) les agents étant averses au risque, l'utilité marginale est décroissante avec le niveau de consommation. Il est donc moins coûteux d'épargner pour les employés disposant d'un revenu élevé. (ii) Comme nous le verrons par la suite, seuls les chômeurs possédant des actifs financiers sont en mesure de refuser les emplois de type *B*. Par conséquent, l'accumulation d'épargne de précaution est également un moyen de retrouver un emploi de type *G* après un licenciement.

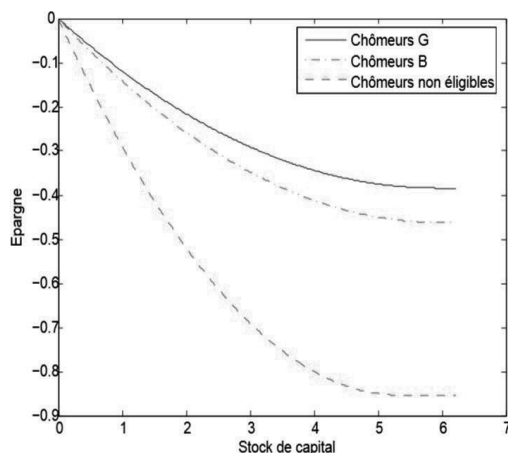
GRAPHIQUE 1
NIVEAU D'ÉPARGNE DES EMPLOYÉS



6. Le flux d'épargne correspond à la variation du stock d'actifs entre deux périodes successives, soit $a' - a$.

GRAPHIQUE 2

NIVEAU D'ÉPARGNE DES CHÔMEURS



Les comportements d'épargne des chômeurs sont présentés dans le graphique 2. Tous les chômeurs sont dans une situation de désépargne. Les chômeurs de type *G* et *B* situés dans la partie haute de la distribution de richesse ont des variations d'actifs de $-0,35$ et $-0,45$. Ajoutées aux allocations chômage, ces variations permettent d'atteindre un niveau de consommation de l'ordre de 1,05 dans les deux cas. Les chômeurs non éligibles désépargnent plus rapidement. La variation d'actifs est de $-0,85$ pour un individu possédant un stock de 5,25. Elle est de $-0,38$ pour un individu possédant un stock d'actifs de 1,25. Avec les minima sociaux z , cette désépargne correspond à un niveau de consommation de 1,05 et 0,68. Cependant, leur niveau d'actifs diminue rapidement au cours de l'épisode de chômage et converge vers zéro. Dans nos simulations, la totalité des chômeurs ne possédant plus d'actifs financiers sont des chômeurs éligibles. Il s'agit essentiellement d'anciens chômeurs de type *G* ou *B* ayant consommé l'intégralité de leur richesse. Pour cet équilibre de référence, le stock d'actifs moyen est de 2,35.

Les distributions de patrimoine pour l'équilibre de référence sont présentées en annexe dans le graphique 7. Il existe une forte inégalité entre les chômeurs éligibles de type *G* et ceux du type *B*. Ces inégalités ont leur importance dans la mesure où la recherche d'emploi ainsi que le refus des offres dépendent de la richesse : un individu riche cherche moins et refuse plus facilement une offre de type *B*. Ainsi, les durées de chômage sont d'autant plus longues que les individus sont riches. Par conséquent, le contrôle devrait toucher mécaniquement les chômeurs situés dans la partie haute de la distribution du patrimoine.

4.2 *Contrôle des refus d'emploi*

Le tableau 4 présente la probabilité d'occuper un emploi de type *G* en fonction du type du chômeur, du capital et du temps exprimé en trimestre. Par définition, tous les individus sont au chômage à la période $t = 1$. Après 4 trimestres, les individus qui ne disposaient d'aucun patrimoine occupent un poste de type *G* avec une probabilité de 47,4 %. Cette probabilité est de 72,3 % (respectivement 72,1 %) pour les chômeurs de type *G* (respectivement *B*) disposant d'un patrimoine de 2,5. Ainsi, à court terme, il apparaît que le stock d'épargne de précaution est déterminant dans l'accès aux emplois de type *G*. En revanche, pour un niveau de patrimoine initial donné, les chômeurs de type *G* et de type *B* ont des probabilités proches d'occuper un emploi de type *G* aux périodes suivantes. On observe également qu'à moyen et long terme, les probabilités d'occuper un emploi de type *G* convergent pour tous les chômeurs. Ainsi, l'épargne de précaution a des effets persistants sur le marché du travail, mais n'est pas à l'origine d'une dualité. La mobilité sociale au sein de la distribution de richesse est conditionnée par le taux d'intérêt r . Plus celui-ci est faible, plus la mobilité est élevée. L'absence de dualisation de l'économie est assurée par l'existence d'un espace ergodique fini, c'est-à-dire par l'hypothèse $\beta(1+r) < 1$ ⁷. Celle-ci implique un taux d'épargne élevé pour les employés les plus pauvres et un taux de désépargne élevé pour les chômeurs les plus riches. À long terme, ces deux comportements assurent la mobilité des individus au sein de la distribution du patrimoine.

TABLEAU 4

PROBABILITÉ D'OCCUPER UN EMPLOI DE TYPE *G* ET CAPITAL – $m = 0$

t	Chômeurs de type <i>G</i>			Chômeurs de type <i>B</i>		
	$a = 0$	$a = 2,5$	$a = 5$	$a = 0$	$a = 2,5$	$a = 5$
1	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %
4	47,4 %	72,3 %	72,8 %	47,4 %	72,1 %	72,5 %
8	47,5 %	76,1 %	76,4 %	47,4 %	75,8 %	76,2 %
12	48,6 %	75,3 %	76,0 %	48,6 %	74,8 %	76,0 %
20	52,3 %	73,9 %	75,5 %	52,3 %	73,4 %	75,5 %
40	60,6 %	72,1 %	74,4 %	60,6 %	71,7 %	74,4 %
100	70,1 %	71,6 %	72,1 %	70,1 %	71,5 %	72,5 %

Le tableau 5 présente la probabilité d'occuper un emploi de type *G* en présence d'un contrôle des refus (pour $m = 0,4$). Il apparaît que le contrôle des refus supprime en grande partie les disparités générées par l'épargne de précaution. Cependant, ce résultat s'obtient aux dépens de la qualité de l'emploi. À long terme, la probabilité d'occuper un emploi de type *G* tend vers 47,06 % pour tous les chômeurs.

7. Cette condition est nécessairement vérifiée à long terme. En effet, il ne peut exister de marché de l'épargne dans une économie où $\beta(1+r) > 1$ puisqu'il serait toujours préférable de consommer demain plutôt qu'aujourd'hui.

TABLEAU 5

PROBABILITÉ D'OCCUPER UN EMPLOI DE TYPE G ET CAPITAL – $m = 0,4$

t	Chômeurs de type G			Chômeurs de type B		
	$k = 0$	$k = 2,5$	$k = 5$	$k = 0$	$k = 2,5$	$k = 5$
1	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %
4	47,4 %	47,51 %	47,63 %	47,40 %	47,43 %	47,53 %
8	47,3 %	47,39 %	47,49 %	47,27 %	47,28 %	47,49 %
12	47,28 %	47,29 %	47,39 %	47,18 %	47,19 %	47,39 %
20	47,13 %	47,15 %	47,20 %	47,13 %	47,14 %	47,20 %
40	47,09 %	47,11 %	47,12 %	47,09 %	47,10 %	47,12 %
100	47,06 %	47,06 %	47,06 %	47,06 %	47,06 %	47,06 %

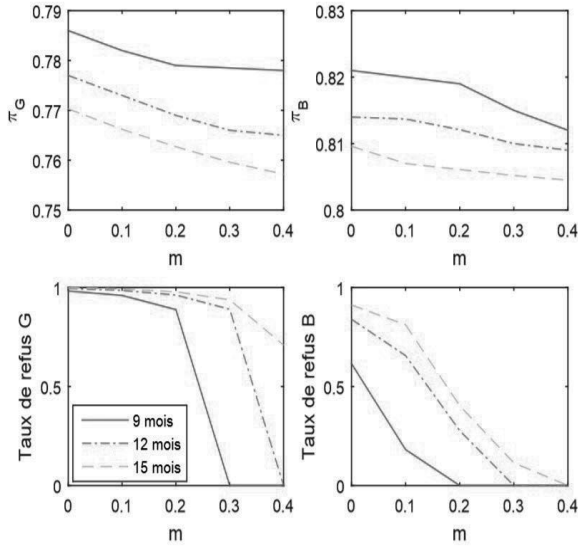
Le graphique 3 présente les probabilités d'obtenir une offre d'emploi (π_i) et le taux de refus des offres en fonction du taux de contrôle des refus m . Ces résultats sont présentés pour 3 durées de versement différentes : 9, 12 et 15 mois. Les graphiques situés à droite correspondent aux comportements des chômeurs de type B alors que ceux situés à gauche correspondent aux chômeurs de type G.

L'allongement de la durée de versement se traduit par une diminution de π_i . En effet, une diminution de la valeur du paramètre ρ implique une hausse de l'espérance d'utilité intertemporelle des chômeurs éligibles qui bénéficient des indemnités chômage pendant une période plus longue. Les chômeurs éligibles refusent alors plus fréquemment les offres d'emploi qu'ils reçoivent. Par ailleurs, une durée de versement plus longue réduit les gains associés à la reprise d'un emploi ce qui incite les chômeurs à réduire leur effort de recherche. Ainsi, les chômeurs éligibles recherchent moins et deviennent plus sélectifs. Par conséquent, la durée moyenne du chômage augmente avec la durée d'indemnisation. Il s'agit d'un résultat classique de la théorie de la recherche d'emploi. On observe une augmentation du taux de chômage de 9 % à 10,1 % lorsque la durée de versement des indemnités passe de 9 mois à 15 mois en l'absence de contrôle.

L'objectif du contrôle des refus est d'encourager les chômeurs éligibles à être moins sélectifs à l'égard des offres d'emploi. En effet, selon la théorie de la recherche d'emploi, l'augmentation de la durée de versement encourage les chômeurs à refuser plus d'offres d'emploi. C'est la raison pour laquelle les caisses d'assurance chômage peuvent imposer l'obligation d'accepter les emplois convenables en contrepartie d'une durée de versement plus longue. Par conséquent, nous supposons qu'un chômeur éligible refusant une offre d'emploi à une probabilité m d'être sanctionné et de devenir chômeur non éligible. La figure 3 présente les résultats de nos simulations lorsque le paramètre m varie de 0 à 0,4. Comme prévu, l'introduction d'un contrôle sur les refus incite les chômeurs éligibles de type G et B à accepter plus souvent une offre d'emploi. Ainsi, le contrôle des refus favorise le retour à l'emploi. Cependant, la baisse du taux de chômage se fait aux dépens de la qualité de l'emploi notamment des agents les plus riches.

GRAPHIQUE 3

REPRISE D'EMPLOI ET CONTRÔLE DES REFUS



Le contrôle des refus présente un effet pervers : il affecte négativement la probabilité d'obtenir une offre d'emploi. En effet, l'augmentation du taux m s'accompagne d'une réduction de l'effort de recherche. Ce résultat s'explique aisément. Le chômeur n'est sanctionné qu'en cas de refus. En limitant ses efforts pour retrouver un emploi, il réduit ainsi le risque d'obtenir une proposition de salaire de type B et par conséquent diminue la probabilité d'être sanctionné. Par ailleurs, le contrôle des refus réduit la qualité des emplois sur le marché du travail. Ainsi, les gains associés à la reprise d'emploi sont en moyenne plus faibles. L'influence du contrôle des refus sur le taux de chômage apparaît donc ambiguë. D'un côté, les chômeurs éligibles acceptent plus facilement une offre d'emploi. De l'autre, la réduction de l'effort de recherche implique une plus faible probabilité d'obtenir une proposition. L'effet final du contrôle des refus sur le taux de chômage dépend de la durée de versement des indemnités. Dans nos simulations, pour une durée de versement comprise entre 9 et 15 mois, la baisse du taux de refus domine la réduction de l'effort de recherche ce qui aboutit à une baisse du taux de chômage. Ce résultat cesse d'être vrai en l'absence de dégressivité des allocations. Dans ce

cas, la réduction de l'effort de recherche permet de conserver le statut de chômeur éligible indéfiniment⁸.

Les graphiques 4 présentent l'effet du contrôle des refus sur le stock moyen de capital des employés, des chômeurs éligibles et des chômeurs non éligibles. Un contrôle plus strict conduit à une réduction de l'épargne de précaution de l'économie. Ce résultat s'explique d'une part par la baisse du taux de chômage et d'autre part par une modification des stratégies de recherche d'emploi. En effet, un des motifs de détention d'épargne est la recherche d'un emploi de type G . Le contrôle des refus rendant cette stratégie plus coûteuse, les employés réduisent leur niveau d'épargne de précaution. Les seuls agents dont le niveau de patrimoine augmente sont les chômeurs non éligibles. Il s'agit d'un effet de structure : dans la mesure où seuls les individus les plus riches refusent des emplois, le contrôle conduit à priver ces individus de leurs droits à l'assurance chômage. Ainsi, le contrôle permet de conserver les agents les plus pauvres dans le chômage éligible alors que les agents les plus riches deviennent rapidement des chômeurs non éligibles. Autrement dit, les moyens financiers de la caisse d'assurance chômage sont indirectement orientés vers les chômeurs les plus contraints financièrement.

4.3 *Contrôle de l'effort de recherche*

Nous analysons à présent l'impact de l'introduction d'un contrôle de l'effort de recherche. Comme pour les refus, la figure 5 présente les résultats de nos simulations pour une durée de versement de 9, 12 et 15 mois et un taux de contrôle de l'effort q compris entre 0 et 0,4. Les graphiques situés à droite correspondent aux comportements des chômeurs de type B alors que ceux situés à gauche correspondent aux chômeurs de type G .

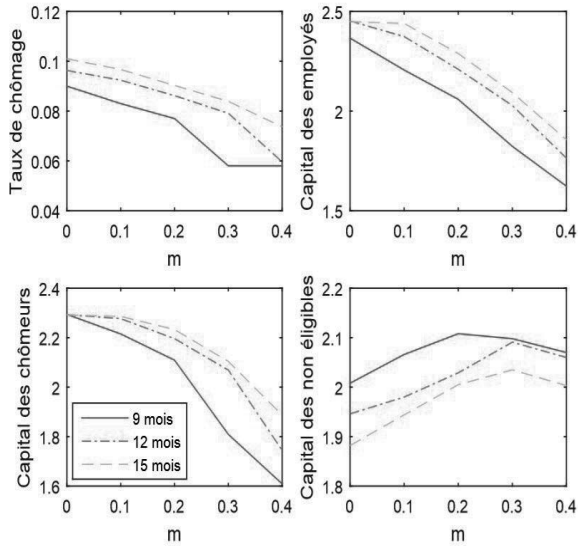
Une augmentation du paramètre q s'accompagne d'une légère réduction du taux de refus des emplois et d'une augmentation de la probabilité d'obtenir une offre d'emploi. En effet, une hausse de q signifie qu'un chômeur éligible n'ayant reçu aucune offre a plus de risque d'être sanctionné par la caisse d'assurance. Dans ce cas, l'absence d'une proposition d'emploi a plus de risque d'être interprétée comme la preuve d'une insuffisance d'effort de recherche et d'entraîner une procédure de contrôle. Ainsi, une hausse de q réduit l'espérance d'utilité intertemporelle des chômeurs éligibles. Par conséquent, $W(a, w_i) - V_j(a, b_i)$ augmente ce qui se traduit par une hausse de l'effort de recherche. De même, la baisse de la valeur du chômage encourage les chômeurs éligibles à être moins sélectifs : le taux de refus diminue. Finalement, un contrôle plus strict de l'effort de recherche améliore le taux de reprise de l'emploi.

Afin d'éviter une sanction, les chômeurs éligibles tentent d'obtenir plus d'offres d'emploi et réduisent le nombre de refus. Ainsi, la figure 6 fait apparaître une diminution du taux de chômage. Quelle alors la stratégie des agents en matière

8. Dans la pratique, les caisses d'assurance contrôlent simultanément les refus et l'effort ce qui permet de limiter les effets pervers du contrôle des refus.

GRAPHIQUE 4

CHÔMAGE ET CAPITAL - CONTRÔLE DES REFUS

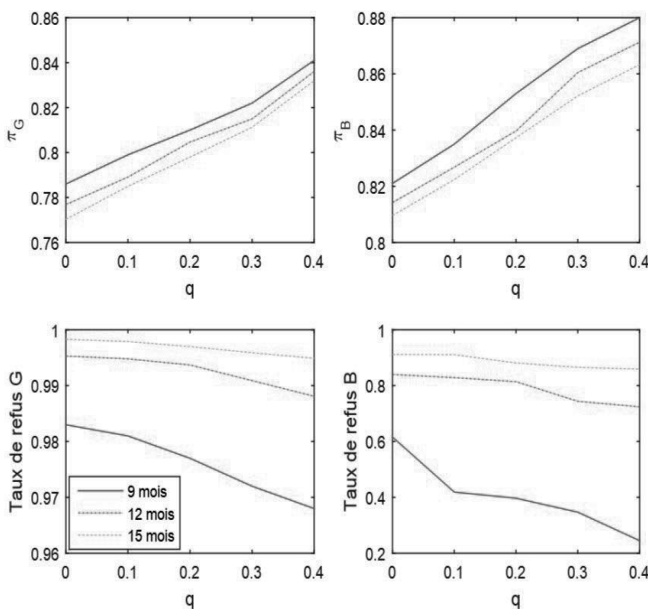


d'épargne de précaution ? Comme pour le contrôle des refus, on constate une diminution du stock moyen de patrimoine. Le contrôle de l'effort est interprété par les agents comme une hausse du coût de recherche d'un emploi de type *G*. C'est la raison pour laquelle ils acceptent plus facilement de sortir du chômage en acceptant des emplois de type *B*. Par conséquent, il n'est plus nécessaire de maintenir le même niveau d'épargne de précaution. Dans notre modèle, le patrimoine peut être considéré comme un investissement des agents dont le but est de financer la recherche d'un emploi de type *G*. Dès lors que cette recherche est pénalisée par la caisse d'assurance chômage, les employés accumulent moins de patrimoine.

Le contrôle de l'effort de recherche a également pour conséquence un accroissement du stock moyen d'épargne des chômeurs éligibles. Cette observation s'explique par la procédure de contrôle et de sanction. En effet, comme nous l'avons vu, le niveau d'effort des chômeurs diminue avec leur niveau de richesse. Autrement dit, plus un chômeur est contraint financièrement, plus il recherche activement un emploi. Par conséquent, les chômeurs pauvres respectent toujours les règles de la caisse d'assurance chômage et ne sont jamais sanctionnés. Seuls les agents les plus riches prennent le risque d'une sanction. Ainsi, les chômeurs éli-

GRAPHIQUE 5

REPRISE D'EMPLOI ET CONTRÔLE DE L'EFFORT

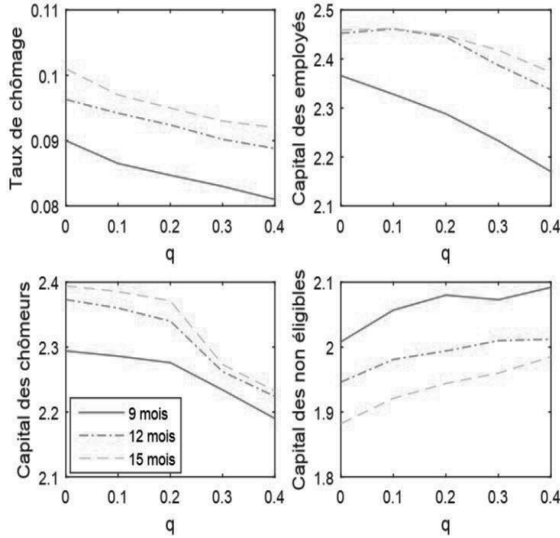


gibles riches ont une plus forte probabilité de sanction que les pauvres ce qui implique une augmentation du stock moyen de patrimoine parmi les chômeurs non éligibles. Comme pour les refus, le contrôle de l'effort permet donc d'utiliser les moyens financiers de la caisse d'assurance chômage pour soutenir les chômeurs les plus démunis.

Quelle est l'efficacité relative des deux politiques de contrôle ? Notre modèle se différencie des travaux ultérieurs par l'incapacité de la caisse d'assurance d'observer le patrimoine des chômeurs. Nous avons vu que chaque niveau d'effort observé correspond à un niveau d'actifs financiers. C'est la raison pour laquelle le contrôle de l'effort est plus efficace qu'une règle de dégressivité simple. En effet, la dégressivité s'applique à tous les chômeurs sans distinction alors que le contrôle de l'effort instaure dès la première période de chômage une corrélation positive entre le risque de perdre son éligibilité et le patrimoine. Par ailleurs, il apparaît que le contrôle des refus ne fournit pas autant d'information sur le patrimoine que le contrôle de l'effort. Ce résultat s'explique essentiellement par le fait qu'un refus correspond à un sous-ensemble de l'espace ergodique. Autrement dit, un refus permet à la caisse d'assurance d'inférer que le chômeur se situe au-dessus d'un

GRAPHIQUE 6

CHÔMAGE ET CAPITAL - CONTRÔLE DE L'EFFORT



seuil de patrimoine, mais elle ne peut pas en déduire le montant exact. Il n'en reste pas moins que le contrôle des refus implique également une corrélation positive entre le risque de perdre son éligibilité et le stock d'actifs financiers.

La caisse d'assurance dispose donc de deux outils différents pour implémenter une politique optimale : (i) le contrôle de l'effort qui accroît l'intensité de la recherche d'emploi et réduit légèrement le taux des refus, et (ii) le contrôle des refus qui diminue le taux des refus, mais réduit également l'effort des chômeurs. Quel que soit l'objectif visé par la caisse d'assurance (maximiser un critère de bien-être, améliorer la situation des finances publiques, minimiser le taux de chômage), cela revient à choisir un couple « niveau d'effort - taux de refus » pour chaque niveau de patrimoine. La littérature nous enseigne qu'au moins deux outils différents de politique sont nécessaires pour réguler deux variables économiques. Ainsi, la politique optimale implique toujours l'utilisation des deux types de contrôle.

4.4 *Contrôle et coût des épisodes de chômage*

Comme nous venons de le voir, les refus d'emploi et le niveau d'effort de recherche dépendent du stock d'actifs financiers. Les agents disposant d'un patrimoine important ont une espérance d'utilité intertemporelle plus élevée. Par conséquent, les agents les plus riches sont aussi ceux qui fournissent le moins d'effort de recherche. Leur stock d'actifs financiers les autorise à prendre le risque d'être sanctionnés. Ce lien entre le niveau de richesse et le taux de sortie du chômage a été mis en évidence par Algan *et al.* (2003) sur données européennes. Ainsi, les chômeurs les plus riches sont également les plus coûteux pour l'assurance chômage. Théoriquement, les différentiels de coûts entre chômeurs riches et chômeurs pauvres peuvent être corrigés par des taux de cotisation différents. Cependant, dans la pratique, les actifs financiers qui correspondent à l'épargne de précaution ne sont pas observables par les caisses d'assurance chômage. Dans ces conditions, sanctionner les refus d'emplois et le manque d'effort de recherche est une manière indirecte de prendre en compte la richesse des agents.

Dans ces conditions, l'introduction du contrôle pénalise davantage les chômeurs les plus riches. De manière endogène, la probabilité d'être sanctionné est plus élevée pour les chômeurs disposant d'un important stock d'actifs financiers. Alors qu'une réduction de la durée de versement des indemnités prive les chômeurs de leurs indemnités chômage de manière aveugle, le contrôle de l'effort sanctionne les individus en fonction de leur richesse. Ainsi, le contrôle permet d'orienter les moyens de la caisse d'assurance chômage vers ceux qui n'ont pas pu accumuler un patrimoine financier⁹. Les tableaux 6 et 7 présentent le coût moyen d'un épisode de chômage en fonction du stock de capital au moment de son licenciement. Ce coût correspond à la somme actualisée des allocations b_i et z versées à un individu jusqu'à son retour à l'emploi. Ces coûts sont présentés pour un taux de contrôle de 0 et 0,2.

TABLEAU 6

COÛT MOYEN D'UN ÉPISODE DE CHÔMAGE ET CAPITAL – CONTRÔLE DES REFUS

a	m = 0		m = 0,2	
	Type G	Type B	Type G	Type B
0	0,74	0,64	0,74	0,64
1,25	1,17	0,98	1,09	0,65
2,50	1,18	1,03	1,10	0,65
3,75	1,19	1,05	1,11	0,66
5,00	1,20	1,05	1,11	0,66

9. Dans notre modèle, les agents sont tous identiques *ex ante*. Les différences de patrimoine *ex post* ne résultent que des chocs idiosyncrasiques.

Il apparaît que le coût moyen d'un épisode de chômage est plus faible pour un chômeur de type *B* que pour un chômeur de type *G*. Cela s'explique par l'indexation des allocations sur le dernier salaire qui rend chaque trimestre de chômage des individus de type *G* plus coûteux pour la caisse d'assurance chômage ($b_g > b_b$). Par ailleurs, la durée d'un épisode de chômage est d'autant plus longue que les allocations sont importantes. Ainsi, les chômeurs de type *G* sont les plus coûteux pour les finances publiques alors même qu'ils sont ceux possédant le plus d'actifs financiers.

En l'absence de contrôle, on remarque également que le coût moyen d'un épisode de chômage est de 0,74 pour individu de type *G* ne possédant pas de patrimoine et de 1,20 pour un individu possédant un patrimoine de 5 (respectivement 0,64 et 1,05 pour un individu de type *B*). Un chômeur situé en haut de la distribution de richesse coûte donc environ 62 % plus cher qu'un chômeur sans patrimoine¹⁰. L'instauration du contrôle permet de corriger ce différentiel. Ainsi, pour un contrôle des refus avec $m = 0,2$, le coût d'un épisode de chômage pour un individu de type *G* possédant un actif financier de 5 est de 1,11 (respectivement 0,66 pour individu de type *B*). L'écart entre un individu sans patrimoine et un individu riche est alors de 50 % (respectivement 3 %). De même, pour un contrôle de l'effort avec $q = 0,2$, le coût est de 1,17 pour un individu riche de type *G* (respectivement 1,03 pour un individu de type *B*). L'écart entre un chômeur riche et un chômeur sans patrimoine passe ainsi de 62 % à 58 %. Le contrôle de l'effort permet donc de réduire les coûts associés aux chômeurs les plus riches.

TABLEAU 7

COÛT MOYEN D'UN ÉPISODE DE CHÔMAGE ET CAPITAL - CONTRÔLE DE L'EFFORT

a	q = 0		q = 0,2	
	Type G	Type B	Type G	Type B
0	0,74	0,64	0,74	0,64
1,25	1,17	0,98	1,15	0,97
2,50	1,18	1,03	1,16	1,02
3,75	1,19	1,05	1,17	1,03
5,00	1,20	1,05	1,17	1,03

10. Dans notre modèle, le taux de destruction des emplois est exogène et égal à s . Cette hypothèse implique que le niveau de contribution d'un chômeur au système d'indemnisation est indépendant du stock de patrimoine. Il correspond au montant des taxes multiplié par la durée moyenne d'un emploi : $\frac{\tau \cdot w}{s}$. Si la destruction des emplois était endogène, les individus les plus riches quitteraient plus facilement leur emploi. Par conséquent, ils cotiseraient moins longtemps et bénéficieraient des allocations chômage plus longtemps.

4.5 *Test de sensibilité : le rôle du coût administratif du contrôle*

Jusqu'à présent nous avons ignoré la question du coût administratif du contrôle des chômeurs. Cependant, il semble raisonnable de penser qu'une hausse de l'intensité du contrôle doit impliquer une hausse des coûts administratifs de l'agence pour l'emploi. Dans ces conditions, les gains financiers obtenus par l'amélioration de la reprise d'emploi sont-ils inférieurs à la hausse des coûts administratifs ? Il existe peu de données sur le lien entre coût du contrôle et intensité du contrôle. Ce coût est une boîte noire qui peut dépendre de la fréquence des contrôles, de la qualité des contrôles, du nombre et du type de chômeurs¹¹, mais aussi de l'organisation interne de l'agence pour l'emploi. Dans cette sous-section, nous présentons donc plusieurs scénarios afin de tester la sensibilité de nos résultats aux coûts administratifs du contrôle.

Dans un premier temps, nous supposons que le coût d'un contrôle dépend de l'efficacité de celui-ci. À titre d'exemple, en assimilant le paramètre q_e (respectivement m_e) au temps consacré à l'étude d'un seul dossier¹², le coût administratif est ηq_e (respectivement ηm_e) où η est un paramètre à calibrer représentant le salaire du contrôleur. Par conséquent, une augmentation du temps consacré au traitement de chaque dossier accroît la probabilité de détection des fraudeurs et le coût de gestion de l'assurance chômage.

Pour obtenir le coût global du contrôle, il suffit alors de multiplier par le nombre de chômeurs contrôlés par période :

$$\begin{aligned}
 C_q &= \left(\sum_a \lambda(a, \varepsilon_{b_g}) + \sum_a \lambda(a, \varepsilon_{b_b}) \right) q_f \eta q_e \\
 &= \left(\sum_a \lambda(a, \varepsilon_{b_g}) + \sum_a \lambda(a, \varepsilon_{b_b}) \right) \eta q \\
 C_m &= \left(\sum_a \lambda(a, \varepsilon_{b_g}) + \sum_a \lambda(a, \varepsilon_{b_b}) \right) m_f \eta m_e \\
 &= \left(\sum_a \lambda(a, \varepsilon_{b_g}) + \sum_a \lambda(a, \varepsilon_{b_b}) \right) \eta m
 \end{aligned}$$

où C_q et C_m sont les coûts associés aux contrôles de l'effort et des refus. Ces coûts sont des fonctions linéaires des risques de sanction q et m , ainsi que du nombre de chômeurs dans l'économie. À ce titre, on notera que l'effet d'une hausse de l'intensité du contrôle est susceptible d'avoir des effets ambigus sur le coût global. En effet, une hausse de q et m accroît le coût de traitement individuel d'un dossier, mais réduit le nombre de chômeurs éligibles. Nous intégrons les coûts

11. Le contrôle d'un chômeur sans diplôme n'est pas de même nature que celui d'un ancien cadre supérieur.

12. $q_e = 1$ étant le temps maximal disponible pour un dossier.

administratifs du contrôle C_q et C_m dans la contrainte budgétaire :

$$\sum_a \tau w_g \lambda(a, \varepsilon_{w_g}) + \sum_a \tau w_b \lambda(a, \varepsilon_{w_b}) =$$

$$\sum_a \theta w_g \lambda(a, \varepsilon_{b_g}) + \sum_a \theta w_b \lambda(a, \varepsilon_{b_b}) + \sum_a z \lambda(a, \varepsilon_z) + C_q + C_m$$

Afin de tester la sensibilité de notre modèle aux coûts administratifs du contrôle, nous effectuons des simulations pour plusieurs valeurs de η . En France, la durée d'un entretien est comprise entre 20 minutes et 1 heure. En retenant la solution la plus coûteuse, un contrôleur peut donc traiter 480 dossiers par trimestre, soit un coût par dossier égal à $\frac{w}{480} = 0,002$. Si l'efficacité du contrôle (q_e et m_e) est comprise entre 0,2 et 0,4, la valeur de η est située entre 0,005 et 0,01. Par conséquent, les tableaux 8 et 9 présentent les états stationnaires pour une valeur de η égale à 0, 0,005 et 0,01.

TABLEAU 8

TEST DE SENSIBILITÉ SUR LE COÛT DU CONTRÔLE DE L'EFFORT

q	$\eta = 0$			$\eta = 0,005$			$\eta = 0,01$		
	Ch.	Taxe	Dép.	Ch.	Taxe	Dép.	Ch.	Taxe	Dép.
0	9,00 %	5,14 %	0,0527	9,00 %	5,14 %	0,0527	9,00 %	5,14 %	0,0527
0,1	8,65 %	4,99 %	0,0506	8,65 %	4,99 %	0,0506	8,65 %	4,99 %	0,0506
0,2	8,47 %	4,87 %	0,0492	8,47 %	4,87 %	0,0493	8,47 %	4,88 %	0,0494
0,3	8,30 %	4,75 %	0,0481	8,30 %	4,76 %	0,0482	8,31 %	4,77 %	0,0483

NOTE : Ch. pour Chômage, Dép. pour dépense.

La prise en compte d'un coût administratif du contrôle ne modifie pas nos résultats. Pour $q = 0,3$, le coût du système d'indemnisation du chômage passe de 0,0481 à 0,0483. Pour $m = 0,3$, le coût passe de 0,0361 à 0,0363, soit une hausse de 0,55 %. Logiquement, cette hausse n'est pas suffisante pour accroître le niveau des taxes et modifier le taux de chômage à l'état stationnaire. Ce résultat n'est pas très surprenant. Comme nous l'avons vu dans la section 2, le temps consacré au contrôle d'un chômeur varie de 1 heure à 3 heures par trimestre en fonction des pays et des chômeurs¹³. Dans la mesure où le ratio de remplacement est de 60 % et le temps de travail moyen en France de 412 heures par trimestre, le coût administratif du contrôle représente entre 0,4 % et 1,2 % du coût total de l'assurance chômage. Ainsi, la faiblesse de ces coûts administratifs par rapport aux dépenses d'indemnisation explique l'absence d'effet de ceux-ci sur le taux de chômage. D'autant plus que la réduction du nombre de chômeurs compense toujours la hausse des coûts administratifs du contrôle.

13. Deux à six entretiens par trimestre. Les entretiens pouvant durer de 20 minutes à 1 heure.

TABLEAU 9

TEST DE SENSIBILITÉ SUR LE COÛT DU CONTRÔLE DES REFUS

m	$\eta = 0$			$\eta = 0,005$			$\eta = 0,01$		
	Ch.	Taxe	Dép.	Ch.	Taxe	Dép.	Ch.	Taxe	Dép.
0	9,00 %	5,14 %	0,0527	9,00 %	5,14 %	0,0527	9,00 %	5,14 %	0,0527
0,1	8,34 %	4,82 %	0,0486	8,34 %	4,82 %	0,0486	8,34 %	4,82 %	0,0487
0,2	7,70 %	4,46 %	0,0452	7,70 %	4,47 %	0,0453	7,70 %	4,47 %	0,0453
0,3	5,88 %	3,56 %	0,0361	5,88 %	3,57 %	0,0362	5,88 %	3,58 %	0,0363

NOTE : Ch. pour Chômage, Dép. pour dépense.

CONCLUSION

Dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi avec épargne de précaution, nous avons examiné les effets des contrôles et des sanctions à l'encontre des chômeurs indemnisés. Nous distinguons deux modalités de contrôle : le contrôle de l'effort et le contrôle des refus. Le contrôle de l'effort de recherche permet d'améliorer le taux de sortie des chômeurs vers l'emploi. En effet, les chômeurs éligibles sont encouragés à rechercher activement un emploi pour éviter de subir une réduction de leurs indemnités chômage. Par ailleurs, la baisse des indemnités chômage causée par l'imposition d'une sanction encourage les chômeurs à accepter plus facilement un emploi. Il s'ensuit une baisse du chômage. Les conséquences de l'obligation d'accepter une offre d'emploi sont plus complexes. Dans ce cas, les chômeurs sont incités à réduire leur effort de recherche pour limiter le nombre de propositions d'emploi qu'ils pourraient être obligés de refuser. L'introduction d'un contrôle des refus est ainsi à l'origine de deux effets. D'un côté, les chômeurs se montrent moins sélectifs envers les offres d'emploi. De l'autre, ils réduisent leur effort de recherche afin de limiter les risques d'un refus. Il apparaît dans nos simulations que le premier effet domine ce qui permet de réduire le taux de chômage.

L'existence d'effets pervers lors du contrôle des refus plaide pour l'utilisation simultanée des deux types de contrôle. Autrement dit, pour les autorités publiques, le contrôle de l'effort est un moyen de contrecarrer les conséquences négatives du contrôle des refus sur la recherche d'emploi. D'une manière générale, que l'objectif de l'État soit de minimiser le taux de chômage, d'assurer l'équilibre financier de la caisse d'assurance ou de maximiser le bien-être des agents en garantissant la qualité des emplois, l'optimalité ne peut être obtenue qu'en utilisant les deux types de contrôle. En effet, la littérature économique nous apprend que pour fixer le niveau souhaité de deux variables (ici l'effort de recherche et le taux de refus), les pouvoirs publics doivent avoir au moins deux outils à leur disposition¹⁴ (le contrôle de l'effort et le contrôle des refus). Il n'est pas possible d'obtenir la combinaison « effort de recherche - taux refus » optimale avec l'aide d'un seul ins-

14. Sauf dans le cas où les deux instruments de politiques économiques ont strictement les mêmes propriétés.

trument de politique économique. Ainsi, nos résultats recommandent l'utilisation des deux types de contrôle, quel que soit l'objectif des pouvoirs publics.

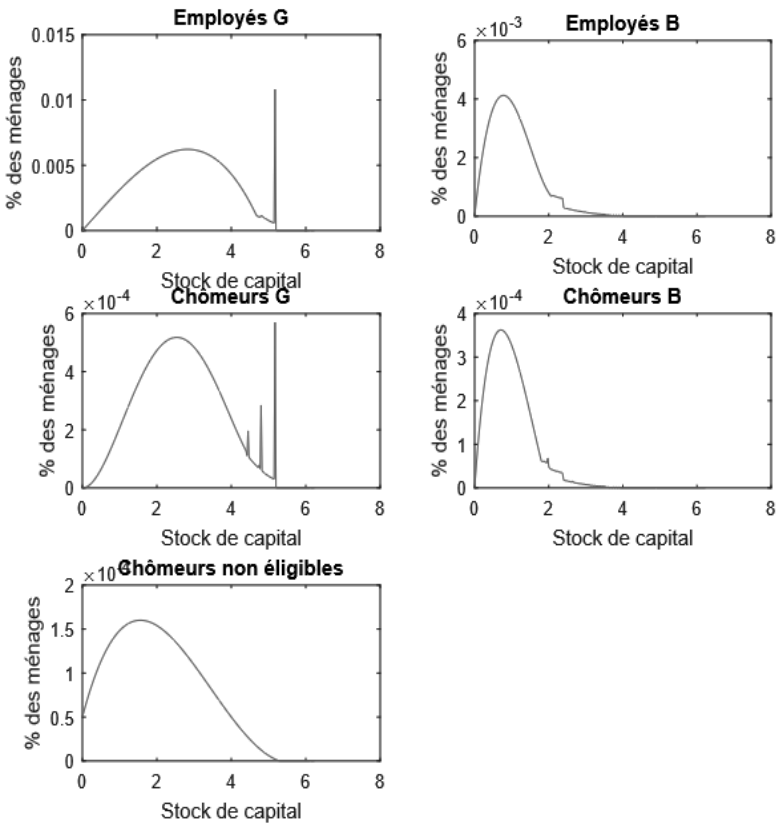
La présence d'épargne de précaution permet de faire apparaître un autre intérêt du contrôle : il permet de réduire les dépenses d'assurance des individus les plus riches. En effet, les chômeurs fournissant le plus faible niveau d'effort sont ceux possédant le plus d'actifs. Le contrôle de l'effort et des refus permet ainsi de consacrer les moyens financiers de la caisse d'assurance chômage aux demandeurs d'emploi qui possèdent le moins d'actifs.

ANNEXE

A. DISTRIBUTION DE L'ÉPARGNE DE PRÉCAUTION

GRAPHIQUE 7

DISTRIBUTION DU PATRIMOINE



B. COÛTS DU CHÔMAGE ET TAXATION DES REVENUS DU CAPITAL

Dans cette annexe, nous présentons les coûts d'un épisode de chômage lorsque les revenus du capital sont taxés. L'équation de Bellman d'un employé de type i est alors :

$$W(a, w_i) = \max_{a' \geq 0} \left\{ u(w_i(1 - \tau) + a(1 + r(1 - \tau)) - a') \right. \\ \left. + \beta [sV(a', b_i) + (1 - s)W(a', w_i)] \right\}$$

Celle d'un chômeur éligible $V(a, b_i)$ est :

$$V(a, b_i) = \max_{a' \geq 0, h(a) \geq 0} \left\{ u(b_i + a(1 + r(1 - \tau)) - a') - h(a) \right. \\ \left. + \beta [\pi(h(a))p_g \max\{W(a', w_g), J(a', b_i)\} \right. \\ \left. + \pi(h(a))p_b \max\{W(a', w_b), J(a', b_i)\} \right. \\ \left. + (1 - \pi(h(a)))X(a', b_i)] \right\}$$

Et celle d'un chômeur non éligible est :

$$U(a', z) = \max_{a' \geq 0, h(a) \geq 0} \left\{ u(z + a(1 + r(1 - \tau)) - a') - h(a) \right. \\ \left. + \beta [\pi(h(a))p_g \max\{W(a', w_g), U(a', z)\} \right. \\ \left. + \pi(h(a))p_b \max\{W(a', w_b), U(a', z)\} \right. \\ \left. + (1 - \pi(h(a)))U(a', z)] \right\}$$

Les coûts d'un épisode de chômage en fonction du niveau d'épargne de précaution sont présentés dans les tableaux 10 et 11.

TABLEAU 10

COÛT D'UN ÉPISODE DE CHÔMAGE – CONTRÔLE DE L'EFFORT – TAXE SUR LE CAPITAL

a	q = 0		q = 0,2	
	Type G	Type B	Type G	Type B
0	0,74	0,64	0,74	0,64
1,25	1,15	0,9	1,14	0,89
2,50	1,19	1,04	1,17	1,02
3,75	1,19	1,045	1,17	1,03
5,00	1,20	1,05	1,18	1,03

TABLEAU 11

COÛT D'UN ÉPISODE DE CHÔMAGE – CONTRÔLE DES REFUS – TAXE SUR LE CAPITAL

a	m = 0		m = 0,2	
	Type G	Type B	Type G	Type B
0	0,74	0,64	0,74	0,64
1,25	1,15	0,9	0,99	0,65
2,50	1,19	1,04	1,11	0,66
3,75	1,19	1,05	1,11	0,66
5,00	1,20	1,05	1,12	0,66

BIBLIOGRAPHIE

- ABBRING, J., G. VAN DEN BERG et J. C. OURS (2005) : « The Effect of Unemployment Insurance Sanctions on the Transition Rate from Unemployment to Employment », *Economic Journal*, 115(505), 602–630.
- ABDULKADIROĞLU, A., B. KURUŞÇU et A. ŞAHİN (2002) : « Unemployment Insurance and the Role of Self-Insurance », *Review of Economic Dynamics*, 5(3), 681–703.
- AIYAGARI, S. (1994) : « Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving », *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 659–684.
- ALGAN, Y., A. CHERON, J.-O. HAIRAUT et F. LANGOT (2003) : « Wealth Effect on Labor Market Transitions », *Review of Economic Dynamics*, 6(1), 156–178.
- ARNI, P., R. LALIVE et J. VAN OURS (2013) : « How effective are unemployment benefit sanctions ? Looking beyond unemployment exit », *Journal of Applied Econometrics*, 28(7), 1153–1178.

- ATKINSON, A. B. et J. MICKLEWRIGHT (1991) : « Unemployment Compensation and Labor Market Transitions : A Critical Review », *Journal of Economic Literature*, 29(4), 1679–1727.
- BECKER, G. (1968) : « Crime and Punishment : An Economic Approach », *Journal of Political Economy*, 76.
- BOOCKMANN, B., S. THOMSEN et T. WALTER (2009) : « Intensifying the Use of Benefit Sanctions : An Effective Tool to Shorten Welfare Receipt and Speed Up Transitions to Employment ? », IZA Discussion Papers 4580, Institute of Labor Economics (IZA).
- BOONE, J., P. FREDRIKSSON, B. HOLMLUND et J. VAN OURS (2007) : « Optimal Unemployment Insurance with Monitoring and Sanctions », *Economic Journal*, 117(518), 399–421.
- BOONE, J. et J. VAN OURS (2006) : « Modeling Financial Incentives to Get the Unemployed Back to Work », *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)*, 162(2), 227–252.
- CAHUC, P. et E. LEHMANN (2000) : « Should unemployment benefits decrease with the unemployment spell ? », *Journal of Public Economics*, 77(1), 135–153.
- CHETTY, R. (2008) : « Moral Hazard versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance », *Journal of Political Economy*, 116(2), 173–234.
- COCKX, B. et M. DEJEMEPPE (2012) : « Monitoring job search effort : An evaluation based on a regression discontinuity design », *Labour Economics*, 19(5), 729–737.
- FREDRIKSSON, P. et B. HOLMLUND (2001) : « Optimal Unemployment Insurance in Search Equilibrium », *Journal of Labor Economics*, 19(2), 370–99.
- (2006a) : « Improving Incentives in Unemployment Insurance : A Review of Recent Research », *Journal of Economic Surveys*, 20(3), 357–386.
- (2006b) : « Optimal unemployment insurance design : Time limits, monitoring, or workfare ? », *International Tax and Public Finance*, 13(5), 565–585.
- GRUBB, D. (2000) : *Labour Market Policies and the Public Employment Service*, chap. Eligibility criteria for unemployment benefits. OECD Economics Studies.
- GRUBER, J. (1997) : « The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance », *American Economic Review*, 87(1), 192–205.
- HUGGETT, M. (1997) : « The one-sector growth model with idiosyncratic shocks : Steady states and dynamics », *Journal of Monetary Economics*, 39(3), 385–403.
- JENSEN, P., M. RSHOLM et M. SVARER (2003) : « The response of youth unemployment to benefits, incentives, and sanctions », *European Journal of Political Economy*, 19(2), 301–316.
- JOUTARD, X. et M. RUGGIERO (1996) : « Changements de régime d'indemnisation et transitions vers l'emploi : une étude sur données longitudinales UNEDIC », *Revue Économique*, 47(1), 143–166.

- KATZ, L. F. et B. D. MEYER (1990) : « The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment », *Journal of Public Economics*, 41(1), 45–72.
- LALIVE, R., J. C. VAN OURS et J. ZWEIMÜLLER (2005) : « The Effect of Benefit Sanctions on the Duration of Unemployment », *Journal of the European Economic Association*, 3(6), 1386–1417.
- LE BARBANCHON, T. (2012) : « The Effect of the Potential Duration of Unemployment Benefits on Unemployment Exits to Work and Match Quality in France », Working Papers 2012-21, Center for Research in Economics and Statistics.
- LJUNGQVIST, L. et T. SARGENT (1995) : « The Swedish unemployment experience », *European Economic Review*, 39(5), 1043–1070.
- MARIMON, R. et F. ZILIBOTTI (1999) : « Unemployment vs. Mismatch of Talents : Reconsidering Unemployment Benefits », *Economic Journal*, 109(455), 266–91.
- MCVICAR, D. (2008) : « Job search monitoring intensity, unemployment exit and job entry : Quasi-experimental evidence from the UK », *Labour Economics*, 15(6), 1451–1468.
- (2010) : « Does Job Search Monitoring Intensity Affect Unemployment ? Evidence from Northern Ireland », *Economica*, 77(306), 296–313.
- MEYER, B. (1990) : « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », *Econometrica*, 58(4), 757–82.
- MICKLEWRIGHT, J. et G. NAGY (2010) : « The effect of monitoring unemployment insurance recipients on unemployment duration : Evidence from a field experiment », *Labour Economics*, 17(1), 180–187.
- MORTENSEN, D. T. (1986) : « Chapter 15 Job search and labor market analysis », vol. 2 de *Handbook of Labor Economics*, pp. 849–919. Elsevier.
- NARENDRANATHAN, W., S. NICKELL et J. STERN (1985) : « Unemployment Benefits Revisited », *Economic Journal*, 95(378), 307–29.
- OCDE (2007) : *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2007*.
- PAVONI, N. (2007) : « On optimal unemployment compensation », *Journal of Monetary Economics*, 54(6), 1612–1630.
- PAVONI, N. et G. L. VIOLANTE (2007) : « Optimal Welfare-to-Work Programs », *Review of Economic Studies*, 74(1), 283–318.
- POSTEL-VINAY, F. et J.-M. ROBIN (2002) : « Equilibrium Wage Dispersion with Worker and Employer Heterogeneity », *Econometrica*, 70(6), 2295–2350.
- RENDAHL, P. (2012) : « Asset-based unemployment insurance », *International Economic Review*, 53(3), 743–770.
- SHIMER, R. et I. WERNING (2008) : « Liquidity and Insurance for the Unemployed », *American Economic Review*, 98(5), 1922–42.
- STOKEY, N. L. et R. E. LUCAS (1989) : *Recursive Methods in Economic Dynamics*. Harvard University Press.

- SVARER, M. (2011) : « The Effect of Sanctions on Exit from Unemployment : Evidence from Denmark », *Economica*, 78(312), 751–778.
- TANGUY, S. (2006) : « Recherche d'emploi : entre assurance et incitation », *Revue d'économie politique*, 116(1), 43–64.
- TATSIRAMOS, K. et J. C. OURS (2014) : « Labor market effects of unemployment insurance design », *Journal of Economic Surveys*, 28(2), 284–311.
- VAN DEN BERG, G. et B. VAN DER KLAUW (2006) : « Counseling and monitoring of unemployed workers : Theory and evidence from a controlled social experiment », *International Economic Review*, 47(3), 895–936.
- VAN DEN BERG, G. J. (1990) : « Nonstationarity in Job Search Theory », *The Review of Economic Studies*, 57(2), 255–277.
- VAN DEN BERG, G. J., B. VAN DER KLAUW et J. C. VAN OURS (2004) : « Punitive Sanctions and the Transition Rate from Welfare to Work », *Journal of Labor Economics*, 22(1), 211–241.
- VAN DEN BERG, G. J. et J. VIKSTRÖM (2014) : « Monitoring Job Offer Decisions, Punishments, Exit to Work, and Job Quality », *The Scandinavian Journal of Economics*, 116(2), 284–334.
- VAN DER KLAUW, B. et J. C. VAN OURS (2013) : « Carrot and stick : How re-employment bonuses and benefit sanctions affect exit rates from welfare », *Journal of Applied Econometrics*, 28(2), 275–296.
- VENN, D. (2012) : « Eligibility Criteria for Unemployment Benefits : Quantitative Indicators for OECD and EU Countries », OECD Social, Employment and Migration Working Papers 131, OECD Publishing.
- WANG, C. et S. WILLIAMSON (1996) : « Unemployment insurance with moral hazard in a dynamic economy », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 44(1), 1–41.