

**LEA-WP 0602**

**LA PROTECTION DE L'EMPLOI DES  
TRAVAILLEURS AGES EN FRANCE :  
UNE ETUDE DE LA CONTRIBUTION DE LA LANDE**

**Luc BEHAGHEL**

**Février 2006**

LA PROTECTION DE L'EMPLOI DES  
TRAVAILLEURS ÂGÉS EN FRANCE : UNE ÉTUDE  
DE LA CONTRIBUTION DELALANDE.

Luc Behaghel\*

Juillet 2005

**Résumé**

La contribution Delalande, taxe sur les licenciements de travailleurs âgés, est une spécificité controversée de la protection de l'emploi en France. Un modèle d'appariement avec création et destruction endogènes d'emplois permet de clarifier et de quantifier les effets contradictoires du dispositif dans sa version initiale de 1987.

Le modèle prédit une réduction du taux de chômage moyen des plus de 50 ans. Même si le chômage augmente pour les travailleurs de 50 à 54 ans, non protégés par la contribution, cet effet est plus que compensé par la forte baisse du chômage après 55 ans. Cette baisse marquée du chômage s'explique par l'adéquation de la mesure avec son public spécifique : (i) les actifs de plus de 55 ans sont majoritairement en emploi, c'est-à-dire en position d'insiders qui bénéficient directement de l'effet de rétention lié à la taxe et (ii) les faibles taux de transition entre emploi et chômage aux âges élevés limitent l'effet négatif de l'anticipation des coûts de licenciement futurs.

Un trait original de la contribution Delalande s'avère avoir un impact secondaire. L'affectation du produit de la taxe au financement de l'assurance chômage réduit légèrement le coût du travail et fait faiblement baisser le chômage. Cet effet serait plus important si

---

\*LEA-Inra. luc.behaghel@normalesup.org. Je remercie un rapporteur anonyme, un éditeur, David Blau, Pierre Cahuc, Jérôme Gautié et Franck Malherbet pour leurs conseils et commentaires, ainsi que les participants aux séminaires internes de microéconomie et de macroéconomie du CREST, en particulier Guy Laroque et Fabien Postel-Vinay. Ce travail théorique doit aussi beaucoup à un travail empirique mené parallèlement avec Bruno Crépon et Béatrice Sédillot. Je reste seul responsable des erreurs éventuelles.

l'abaissement des charges était concentré sur les travailleurs âgés ; il resterait néanmoins de second ordre.

**Classification JEL : J23 ; J63 ; J65.**

**Mots clés : Travailleurs âgés ; protection de l'emploi ; licenciements ; recrutements.**

## 1 Introduction

La contribution Delalande est une taxe payée par un employeur qui licencie un salarié âgé. Instaurée en 1987, elle constitue aujourd’hui un des traits originaux de la protection de l’emploi en France. Elle se distingue par son montant élevé (jusque 12 mois de salaire brut pour un salarié de 56 ou 57 ans), ainsi que par son ciblage sur un groupe de travailleurs spécifiques, défini par l’âge (plus de 55 ou plus de 50 ans). Enfin, le produit dégagé (270 millions d’euros par an en moyenne entre 1993 et 1999) est directement affecté à l’assurance chômage (Unedic), ce qui rapproche le dispositif de la modulation des cotisations d’assurance chômage connue, aux Etats-Unis, sous le nom d’*‘experience rating’*.

Le débat public autour de la contribution Delalande est particulièrement vif. Certes, la mesure a été maintenue depuis presque vingt ans, et le montant de la contribution a été relevé deux fois – par des gouvernements de gauche alors qu’elle a été instaurée sous un gouvernement de droite. Mais les critiques se sont multipliées. En 2003, le débat parlementaire sur la réforme des retraites à l’Assemblée nationale a vu s’opposer le gouvernement, prônant la réduction du champ de la contribution (exonération pour les salariés embauchés après 45 ans), et l’opposition, proposant une forte augmentation du barème comme mesure “plus coercitive”<sup>1</sup> si la négociation collective échouait à développer l’emploi des travailleurs âgés.

Le rapport à la Chambre de commerce et d’industrie de Paris *Pour la suppression de la contribution Delalande* (Gassman, 2001) ainsi que le rapport de Louis Souvet à la Commission des Affaires sociales du Sénat en janvier 1999 (Sénat, 1999) permettent de dresser l’inventaire des critiques faites à la contribution Delalande.

C’est d’abord le caractère coercitif du dispositif qui est dénoncé, et l’absence de politique incitative pour l’emploi des salariés âgés :

“Une action efficace contre le chômage des plus de 50 ans suppose une réflexion préalable sur les raisons qui conduisent les entreprises à licencier ces personnes : coût trop élevé de la main-d’oeuvre, adaptation insuffisante à l’emploi et aux technologies nouvelles... Elle nécessite une réforme d’ampleur reposant à la fois sur des exonérations de charges sociales et une formation professionnelle à même d’offrir aux salariés, quel que soit leur

---

<sup>1</sup>Intervention d’Eric Besson, secrétaire national du PS à l’économie et à l’emploi (*La Tribune*, 19 juin 2003).

âge, les moyens de s'adapter aux mutations de leur environnement professionnel.” (Sénat, 1999)

Ensuite, l'efficacité propre de la contribution Delalande pour enrayer la montée du chômage des plus de 50 ans est contestée. La contribution aurait pénalisé financièrement les entreprises, les dissuadant de recruter des travailleurs de plus de 45 ans, sans qu'on sache si cela a réduit les licenciements :

“craignant une forte pénalisation, les entreprises se sont abstenues en majorité de recruter des chômeurs – notamment ceux âgés de 45 à 50 ans – et, compte tenu du consensus en faveur des dispositifs de préretraites – n'ont plus investi dans la formation des salariés en fin de carrière ; ce qui a participé à la dégradation de l'employabilité des plus âgés.” (Gassman, 2001)

“Afin de protéger les salariés de plus de 50 ans, [le gouvernement] choisit en définitive de fragiliser les salariés âgés de 45 à 50 ans.” (Sénat, 1999)

De façon intéressante, la critique porte finalement sur l'affectation des ressources. Le rapport du Sénat dénonce en effet l'affectation au budget de l'Etat des ressources supplémentaires escomptées du relèvement du barème en 1999, contrairement à l'objectif initial de rééquilibrage des comptes de l'Unedic. Celui de la Chambre de commerce et d'industrie de Paris note, en 2001, que les finances alors excédentaires de l'Unedic n'ont plus besoin de cette contribution, et critique le fait que les ressources dégagées par la contribution n'ont pas spécifiquement bénéficié aux travailleurs âgés :

“les prélèvements ainsi versés au régime de l'assurance chômage n'ont jamais fait l'objet d'affectation spécifique pour aider au reclassement des chômeurs âgés.” (Gassman, 2001)

Ce débat politique indécis correspond à une difficulté théorique réelle : les effets sur l'emploi d'une taxe comme la contribution Delalande sont contradictoires. Faute de les quantifier, partisans et adversaires s'affrontent en vain. En effet, la protection de l'emploi réduit les flux sur le marché du travail en diminuant les transitions entre chômage et emploi (dans les deux sens) ; mais l'impact sur le niveau moyen d'emploi est ambigu, et, selon les résultats empiriques, vraisemblablement faible. Des effets plus tranchés ne sont mis en évidence que pour des groupes particuliers – par exemple, les non qualifiés (Mortensen et Pissarides, 1999), ou à travers l'interaction avec d'autres

dispositifs – comme le salaire minimum (Cahuc et Zylberberg, 1999). L'utilisation ou non du produit des taxes de licenciement dans le financement de l'assurance chômage est également décisive (Cahuc et Malherbet, 2004).<sup>2</sup> L'élucidation de l'impact de la contribution Delalande sur l'emploi n'échappe pas à la règle : elle passe par l'étude théorique, puis la quantification, d'effets contradictoires.

L'objectif de cet article est de clarifier ces effets contradictoires dans un modèle inspiré de Mortensen et Pissarides (1994). On y introduit deux classes d'âge, la plus jeune non protégée, la plus âgée protégée par la taxe. Ce cadre d'analyse permet de modéliser les flux entre chômage et emploi, et de bien mettre ainsi en évidence les différents effets de la protection de l'emploi. Le résultat principal est que les travailleurs âgés en France présentent des caractéristiques qui maximisent les avantages de la protection de l'emploi et en minimisent les inconvénients. D'une part, les travailleurs âgés sont majoritairement en emploi, c'est-à-dire en position d'*insiders* qui bénéficient directement de l'effet de rétention lié à la taxe. D'autre part, avant même l'instauration de la contribution, les travailleurs âgés se caractérisent par de faibles taux de transition entre emploi et chômage : le risque d'avoir à supporter des coûts de licenciement élevés dans le futur, qui a un impact négatif sur l'emploi, est donc faiblement pondéré. On montre que ce résultat favorable repose principalement sur deux conditions. En premier lieu, la distribution des chocs de productivité doit être telle que les entreprises restent sensibles aux coûts de licenciement (densité importante au niveau des productivités de réservation). En second lieu, la hausse de la contribution Delalande doit s'accompagner d'un durcissement des conditions d'accès aux préretraites, sans quoi se produit un jeu de vases communicants entre chômage et préretraites.

Un second résultat est que l'affectation du produit de la taxe au financement de l'assurance chômage a un impact secondaire : elle réduit légèrement le coût du travail et fait faiblement baisser le chômage ; cet effet serait plus important si l'abaissement des charges était concentré sur les travailleurs âgés.

Au total, les résultats font étroitement écho à des propositions récentes de réforme de la protection de l'emploi (Blanchard et Tirole, 2003 ; Cahuc, 2003). Ils rappellent que le degré d'*experience rating* doit être suffisamment élevé pour que l'effet d'un tel dispositif via la baisse du coût du travail soit

---

<sup>2</sup>Elle permet en effet de réduire le coût du travail pour les entreprises qui licencient peu, et à faire internaliser partiellement ou complètement par les entreprises qui licencient le coût de l'assurance chômage.

perceptible. Ils montrent aussi tout l'intérêt de mesures de protection de l'emploi ciblées sur des publics spécifiques.

La section qui suit présente brièvement la contribution Delalande. Un modèle d'appariement avec destruction et création endogènes d'emplois est développé en section 3, puis calibré afin de simuler les effets de l'instauration de la contribution en 1987 (section 4). La section 5 interprète les résultats pour comprendre le contraste avec la littérature existante. La section 6 considère deux extensions : l'affectation du produit de la contribution au financement de l'assurance chômage et la prise en compte des préretraites. La section 7 conclut.

## 2 La contribution Delalande

La contribution Delalande, instaurée par un amendement à la loi relative à la prévention du chômage de longue durée (1987), a dès le départ un double objectif : favoriser le maintien des salariés âgés en emploi ou, à défaut, le recours aux dispositifs de préretraite ; et rééquilibrer les comptes de l'Unedic. Elle fait suite à la suppression, en 1986, de l'autorisation administrative de licenciement, qui a eu pour effet une forte augmentation des licenciements pour motif économique des salariés de plus de 55 ans (augmentation de 2000 par mois de septembre 1986 à février 1987). L'administration pouvait en effet auparavant lier son autorisation à la négociation de conventions FNE<sup>3</sup>, par lesquelles les plus âgés partaient en préretraites. Avec la fin de l'autorisation administrative, ce n'est plus le cas et les cessations anticipées d'activité se redirigent donc en partie des préretraites vers le chômage, mettant en danger l'équilibre financier de l'Unedic.

Initialement, la contribution Delalande consiste dans le versement de 3 mois de salaire brut pour tout licenciement économique d'un salarié âgé de plus de 55 ans. L'histoire de la contribution est ensuite marquée par de nombreuses modifications portant sur son champ (et les diverses conditions d'exonération) ainsi que sur son barème. Depuis juillet 1992, le barème de la contribution est fixé par décret. Il connaît deux modifications, en juillet 1992 et décembre 1998. La contribution est alors due à partir de 50 ans et son barème est modulé selon l'âge. Il dépend également de la taille de l'entreprise : il est temporairement divisé de moitié pour une entreprise de

---

<sup>3</sup>Historiquement, les premières préretraites ont été financées par le Fonds national de l'emploi (préretraites dites ASFNE, pour Allocations spéciales du FNE). Elles étaient destinées à alléger le coût social des restructurations.

moins de 20 salariés en 1992, puis de moins de 50 salariés à partir de 1999. Le tableau 1 résume ces variations de barème.

		50	51	52	53	54	55	56-57	58	59
Juill <sup>t</sup> 1987-Juin 1992	toutes tailles						3	3	3	3
Juill <sup>t</sup> 1992-déc 1992	+ de 20 salariés	1	1	2	2	4	5	6	6	6
	- de 20 salariés	0,5	0,5	1	1	2	2,5	3	3	3
janv 1993-déc 1998	toutes tailles	1	1	2	2	4	5	6	6	6
depuis janvier 1999	+ de 50 salariés	2	3	5	6	8	10	12	10	8
	- de 50 salariés	1	1	2	2	4	5	6	6	6

TAB. 1 : Barème de la contribution Delalande (en mois de salaire brut)

Parmi les modifications importantes du champ d'application de la contribution Delalande figure l'exonération, en 1992, pour les personnes qui ont été embauchées à plus de 50 ans après plus de 3 mois au chômage. Elle est étendue, en août 2003, à toute personne embauchée après 45 ans. Cette exonération semble devoir relativiser la critique qui voit dans la contribution Delalande un frein à l'embauche.

En résumé, la contribution Delalande a connu, au cours de son histoire, de nombreuses variations. L'objectif de ce qui suit n'est pas d'évaluer le dispositif sous chacune de ses variantes, mais bien de rendre compte de sa logique première, et d'en évaluer la pertinence : peut-on réduire le chômage des plus de 55 ans en taxant leur licenciement ? L'effet défavorable sur les embauches est-il important et, si oui, est-il compensé par la réduction des cotisations chômage que permet l'affectation du produit de la taxe au financement de l'assurance chômage ? Pour répondre à ces questions, on s'attache à la modélisation puis à la simulation des effets de la taxe dans sa première version, entre 1987 et 1992.

### 3 Le modèle

Le modèle présenté dans cette section étend le modèle de Mortensen et Pissarides (1994) à création et destruction endogènes d'emplois en distinguant deux classes d'âge. On introduit également une taxe sur les licenciements, forfaitaire, qui ne porte que sur les salariés âgés et constitue ainsi la représentation la plus simple de la contribution Delalande. Cette représentation rend compte néanmoins des principaux traits du dispositif dans sa première mouture, entre 1987 et 1992.<sup>4</sup>

<sup>4</sup>L'affectation du produit de la contribution au financement de l'assurance chômage, présente dès 1987, est introduite section 5.

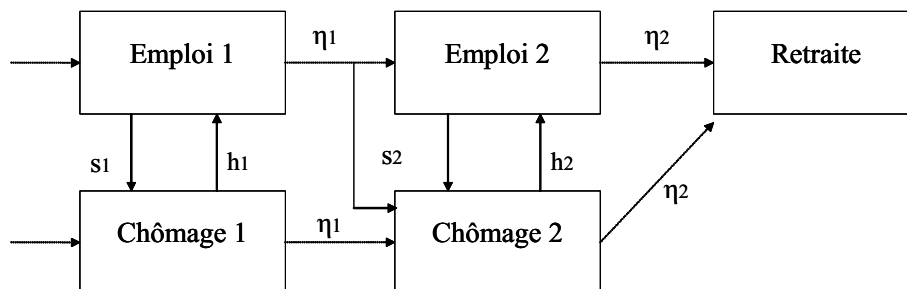


FIG. 1 – Structure du marché du travail

### 3.1 Hypothèses préliminaires : le marché du travail

Suivant Mortensen et Pissarides (1994), on considère une économie qui produit un bien unique avec pour seul intrant le travail. Le nombre d'entreprises est déterminé de façon endogène. Chaque entreprise comporte un emploi, qui peut être vacant ou occupé. La population active est supposée fixe. On distingue les travailleurs d'âge médian des travailleurs âgés (indiqués par  $a$ , avec  $a = 1$  ou  $2$ ).<sup>5</sup> Chaque classe d'âge est composée de personnes employées (qui ne cherchent pas d'autre emploi) et de chômeurs (en recherche d'emploi). Le temps est continu. On modélise le passage d'une classe d'âge à une autre par un processus de Poisson de paramètre  $\eta_a$  :  $\eta_a$  est la probabilité instantanée de passer à la classe d'âge supérieure à  $a$  ;  $\frac{1}{\eta_a}$  correspond donc à la durée de la classe d'âge. La structure du modèle est représentée par la figure 1.

Le produit d'un emploi vaut  $p_a + \sigma_a \varepsilon$  : il dépend de l'âge du travailleur par les termes  $p_a$  et  $\sigma_a$ , et d'un facteur stochastique, spécifique à l'emploi, noté  $\varepsilon$ .  $\varepsilon$  est distribué selon une fonction de répartition notée  $G$ .  $G$  est commune aux deux classes d'âge ; les paramètres  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  permettent de rendre compte des différences de moyenne et de dispersion des productivités entre classes d'âge. Un premier tirage de  $\varepsilon$  selon  $G$  a lieu en début d'emploi.<sup>6</sup> Les emplois existants sont ensuite affectés par des chocs idiosyncrasiques persistants, qui surviennent avec une probabilité instantanée  $\lambda$  : à chaque fois, un nouveau tirage de  $\varepsilon$  est effectué.<sup>7</sup>

<sup>5</sup> Les notations du modèle sont rassemblées dans un tableau en annexe.

<sup>6</sup> On se situe donc dans la classe des modèles d'appariement stochastique (*stochastic job matching*) – cf. Pissarides (2000), ch. 6.

<sup>7</sup> Ces chocs idiosyncrasiques peuvent venir de diverses sources : chocs de demande, chocs technologiques, chocs sur le coût des autres intrants,...

La création des emplois résulte d'un processus d'appariement imparfait entre les emplois vacants créés par les firmes et les chômeurs. Pour rendre compte des fortes différences de taux de retour à l'emploi constatées empiriquement, on modélise séparément ce processus pour chaque classe d'âge, ce qui revient à faire l'hypothèse d'un marché du travail segmenté selon l'âge. Mortensen et Pissarides (1999) adoptent une hypothèse similaire face à l'hétérogénéité des qualifications des travailleurs : ils modélisent un marché du travail segmenté, avec une fonction d'appariement distincte sur chaque segment.<sup>8</sup> Une autre stratégie de modélisation consisterait à introduire une seule fonction d'appariement ; travailleurs âgés et travailleurs d'âge médian auraient alors le même taux de contact, ce qui n'empêcherait pas le taux de retour à l'emploi de varier en fonction de la décision endogène des parties de s'apparier ou non une fois le contact établi. Une telle modélisation ferait apparaître un effet supplémentaire de la protection de l'emploi des travailleurs âgés sur les travailleurs d'âge médian, via l'externalité d'appariement (travailleurs âgés et d'âge médian sont alors en concurrence pour les mêmes emplois). On ne retient pas ici cet effet dans la mesure où, l'âge étant une caractéristique relativement facile à observer, il semble réaliste de supposer que les entreprises peuvent chercher à recruter sur la tranche d'âge de leur choix.

En notant  $NU_a$  le nombre de chômeurs d'âge  $a$  et  $NV_a$  le nombre d'emplois vacants, le nombre de *contacts* à chaque période vaut  $M(NU_a, NV_a)$ . En définissant  $\theta_a = \frac{NV_a}{NU_a}$  la tension du marché du travail, le taux de contact pour une firme vaut  $m(\theta_a)$  ; il vaut  $\theta_a m(\theta_a)$  pour un chômeur.<sup>9</sup>

### 3.2 Fonctions valeur

Les décisions de création d'emploi suite à un contact et de destruction suite à un choc sont prises par le travailleur et la firme en comparant les valeurs des différentes options. On introduit les notations suivantes :  $W_a(\varepsilon)$  (respectivement  $J_a(\varepsilon)$ ) est la valeur pour le travailleur (respectivement pour la firme) d'un emploi de qualité  $\varepsilon$  lorsque le travailleur est d'âge  $a$ .  $U_a$  est la valeur d'être au chômage à l'âge  $a$ .  $J_a^v$  est la valeur d'un emploi vacant destiné à un travailleur d'âge  $a$ .  $V_f$  est la valeur d'être à la retraite (on pose  $V_f = 0$ ).

---

<sup>8</sup>Voir Mortensen et Pissarides (1999), p. 248.

<sup>9</sup> $M$  est croissante et concave dans ses deux arguments, et exhibe des rendements d'échelle constants. On pose  $m(\theta_a) = \frac{M(U_a, V_a)}{V_a} = M(\frac{1}{\theta_a}, 1)$ . Les propriétés de  $M$  impliquent que  $m(\theta_a)$  décroît avec  $\theta_a$ , tandis que  $\theta_a m(\theta_a)$  croît avec  $\theta_a$ .

On suppose que les emplois nouvellement créés ne sont pas instantanément soumis à la protection de l'emploi. En deuxième période, cela conduit donc à distinguer les emplois récents, qui ne sont pas soumis encore à la taxe sur les licenciements, et les emplois anciens : on note la valeur des premiers pour le salarié  $W_2^0(\varepsilon)$  ( $J_2^0(\varepsilon)$  pour la firme), et celle des seconds  $W_2(\varepsilon)$  ( $J_2(\varepsilon)$  pour la firme).

Maintenir un emploi vacant a un coût instantané  $c$  (le coût de postage) et aboutit, selon l'âge du salarié qu'on cherche à recruter, à un contact avec une probabilité instantanée  $m(\theta_1)$  ou  $m(\theta_2)$ . En fonction de la qualité  $\varepsilon$  de l'appariement, la firme choisit alors d'accepter de débiter l'emploi ou de chercher un autre travailleur, en comparant  $J_1(\varepsilon)$  et  $J_1^v$  (ou  $J_2(\varepsilon)$  et  $J_2^v$ ). On en déduit les équations de valeur suivante :

$$\begin{aligned} rJ_1^v &= -c + m(\theta_1) \int (\max(J_1(x), J_1^v) - J_1^v) dG(x), \\ rJ_2^v &= -c + m(\theta_2) \int (\max(J_2^0(x), J_2^v) - J_2^v) dG(x), \end{aligned}$$

où  $r$  correspond au taux d'escompte de la firme.

Pendant la recherche d'un emploi, le travailleur perçoit des allocations chômage d'un montant  $z_a$ . Il entre en contact avec une firme à un taux  $\theta_a m(\theta_a)$  et choisit ou non de débiter l'emploi selon les valeurs relatives d'être en emploi ou au chômage. Avec une probabilité instantanée  $\eta_a$ , le travailleur change de catégorie d'âge. En supposant que le travailleur est neutre au risque et escompte le futur au même taux que la firme, on en déduit :

$$\begin{aligned} rU_1 &= z_1 + \theta_1 m(\theta_1) \int (\max(W_1(x), U_1) - U_1) dG(x) + \eta_1 (U_2 - U_1), \\ rU_2 &= z_2 + \theta_2 m(\theta_2) \int (\max(W_2^0(x), U_2) - U_2) dG(x) + \eta_2 (V_f - U_2). \end{aligned}$$

La valeur d'un emploi pour la firme dépend du produit  $p_a + \sigma_a \varepsilon$ , net du salaire versé  $w_a(\varepsilon)$  et d'une taxe forfaitaire  $\tau$ <sup>10</sup>, et prend en compte l'occurrence potentielle de deux types de chocs : avec la probabilité  $\lambda$ , un choc idiosyncrasique modifie la productivité de l'emploi ; avec une probabilité  $\eta_a$ , le travailleur change de catégorie d'âge. Face à un choc de productivité, l'entreprise a le choix entre poursuivre l'emploi à sa nouvelle valeur ou chercher

---

<sup>10</sup>La taxe forfaitaire  $\tau$  sert à financer l'assurance chômage. On suppose, sans perte de généralité, qu'elle est payée par l'employeur. A l'équilibre, le travailleur supporte une partie du coût au travers de la négociation salariale (voir les expressions de la sous-section 3.5).

un nouvel employé en s'acquittant, en période 2, de la taxe sur les licenciements de travailleurs âgés. De même, à l'entrée du travailleur parmi les travailleurs âgés, la firme choisit de maintenir l'emploi (pour une nouvelle valeur  $J_2(\varepsilon)$ ) ou de rompre en payant la taxe  $f_2$  afin de chercher un nouvel employé. En revanche, l'emploi est forcément rompu lorsque le travailleur atteint l'âge de la retraite. On en déduit :

$$\begin{aligned}
rJ_1(\varepsilon) &= p_1 + \sigma_1\varepsilon - w_1(\varepsilon) - \tau + \lambda \int (\max(J_1(x), J_1^v) - J_1(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + \eta_1(\max(J_2(\varepsilon), J_2^v - f_2) - J_1(\varepsilon)), \\
rJ_2^0(\varepsilon) &= p_2 + \sigma_2\varepsilon - w_2^0(\varepsilon) - \tau + \lambda \int (\max(J_2(x), J_2^v - f_2) - J_2^0(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + \eta_2(J_2^v - J_2^0(\varepsilon)), \\
rJ_2(\varepsilon) &= p_2 + \sigma_2\varepsilon - w_2(\varepsilon) - \tau + \lambda \int (\max(J_2(x), J_2^v - f_2) - J_2(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + \eta_2(J_2^v - J_2(\varepsilon)).
\end{aligned}$$

Pour le travailleur, de façon analogue, on a :

$$\begin{aligned}
rW_1(\varepsilon) &= w_1(\varepsilon) + \lambda \int (\max(W_1(x), U_1) - W_1(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + \eta_1(\max(W_2(\varepsilon), U_2) - W_1(\varepsilon)), \\
rW_2^0(\varepsilon) &= w_2^0(\varepsilon) + \lambda \int (\max(W_2(x), U_2) - W_2^0(\varepsilon))dG(x) + \eta_2(V_f - W_2^0(\varepsilon)), \\
rW_2(\varepsilon) &= w_2(\varepsilon) + \lambda \int (\max(W_2(x), U_2) - W_2(\varepsilon))dG(x) + \eta_2(V_f - W_2(\varepsilon)).
\end{aligned}$$

### 3.3 Négociation salariale

Les salaires sont négociés selon un processus de Nash. En l'absence d'aversion au risque de part et d'autre, cela conduit à une règle de partage proportionnel du surplus. En cas de choc, la renégociation est instantanée.

Le surplus joint associé à un emploi, noté  $S$ , est égal à la somme de la valeur de l'emploi pour la firme et le travailleur, nette de la valeur de poursuivre (ou de reprendre) la recherche d'un appariement, et du coût éventuel de rupture, soit :

$$\begin{aligned}
S_1(\varepsilon) &= [W_1(\varepsilon) - U_1] + [J_1(\varepsilon) - J_1^v], \\
S_2^0(\varepsilon) &= [W_2^0(\varepsilon) - U_2] + [J_2^0(\varepsilon) - J_2^v], \\
S_2(\varepsilon) &= [W_2(\varepsilon) - U_2] + [J_2(\varepsilon) - J_2^v + f_2].
\end{aligned}$$

En notant  $\gamma \in [0; 1]$  le pouvoir relatif de négociation du travailleur, la règle de partage du surplus s'écrit alors :

$$\begin{aligned} J_1(\varepsilon) - J^v &= (1 - \gamma)S_1(\varepsilon) \text{ et } W_1(\varepsilon) - U_1 = \gamma S_1(\varepsilon), \\ J_2^0(\varepsilon) - J^v &= (1 - \gamma)S_2^0(\varepsilon) \text{ et } W_2^0(\varepsilon) - U_2 = \gamma S_2^0(\varepsilon), \\ J_2(\varepsilon) - J^v + f_2 &= (1 - \gamma)S_2(\varepsilon) \text{ et } W_2(\varepsilon) - U_2 = \gamma S_2(\varepsilon). \end{aligned}$$

### 3.4 Création et destruction des emplois

Un contact aboutit à la création d'un emploi lorsque les deux parties y ont intérêt, c'est-à-dire, en omettant les indices, lorsque  $J(\varepsilon) > J^v - f$ , et  $W(\varepsilon) > U$ . D'après la règle de négociation, ces deux conditions sont équivalentes à  $S(\varepsilon) > 0$ . De la même façon, suite à un choc de productivité ou à un changement d'âge, l'emploi est détruit si et seulement si  $S(\varepsilon) \leq 0$ .

A partir des équations de valeur, on montre que  $S_1(\varepsilon)$ ,  $S_2^0(\varepsilon)$  et  $S_2(\varepsilon)$  sont des fonctions strictement croissantes de  $\varepsilon$ . Elles admettent donc des racines uniques.  $\varepsilon_2^c$  tel que  $S_2^0(\varepsilon_2^c) = 0$  est le *seuil d'acceptation* des emplois.<sup>11</sup> Le *seuil de destruction*  $\varepsilon_2^d$  est défini par  $S_2(\varepsilon_2^d) = 0$ . En période 1, en l'absence de taxe sur les licenciements, ces deux seuils sont confondus : on note  $\varepsilon_1$  le seuil d'acceptation et de destruction, caractérisé par  $S_1(\varepsilon_1) = 0$ .

On montre en annexe que les caractérisations de ces seuils peuvent se réécrire en fonction de la tension du marché du travail :

$$p_1 + \sigma_1 \varepsilon_1 - \tau = z_1 + \frac{\gamma}{1 - \gamma} c \theta_1 - \lambda \overline{S}_1(\varepsilon_1, \varepsilon_2^d) \quad (\text{D1})$$

$$- \eta_1 \max(S_2(\varepsilon_1), 0) + \eta_1 f_2,$$

$$p_2 + \sigma_2 \varepsilon_2^d - \tau = z_2 + \frac{\gamma}{1 - \gamma} c \theta_2 - \lambda \overline{S}_2(\varepsilon_2^d) - (r + \eta_2) f_2, \quad (\text{D2})$$

$$\sigma_2 \varepsilon_2^c = \sigma_2 \varepsilon_2^d + (r + \lambda + \eta_2) f_2. \quad (\text{A2})$$

où  $\overline{S}_1$  et  $\overline{S}_2$  sont les surplus moyens en périodes 1 et 2 (cf. annexe). L'expression de  $\overline{S}_1$  dépend de la hiérarchie entre  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2^d$ .

On montre que ces équations définissent des relations croissantes entre les seuils et la tension du marché du travail. L'intuition est la suivante : une plus forte tension du marché du travail augmente les chances de retour à l'emploi des chômeurs ; elle augmente donc  $U_a$  et, toutes choses égales par

---

<sup>11</sup> Soit un contact pouvant conduire à un emploi de qualité  $\varepsilon$ . L'emploi n'étant pas instantanément protégé, le surplus joint potentiel vaut  $S_2^0(\varepsilon)$  ; l'emploi est accepté par les deux parties si et seulement si ce surplus est positif, c'est-à-dire si  $S_2^0(\varepsilon) \geq 0$ , ou encore :  $\varepsilon \geq \varepsilon_2^c$ .

ailleurs, réduit donc le surplus joint à productivité donnée. Il faut donc une productivité plus importante pour que le surplus reste positif.

Pour déterminer les valeurs d'équilibre de  $\varepsilon_1$ ,  $\varepsilon_2^d$ ,  $\varepsilon_2^c$ ,  $\theta_1$  et  $\theta_2$ , deux autres équations sont nécessaires. Elles sont données par les conditions de libre entrée  $J_1^v = 0$  et  $J_2^v = 0$ . On montre en annexe que ces conditions se réécrivent :

$$\frac{c}{m(\theta_1)} = (1 - \gamma)\overline{S}_1(\varepsilon_1, \varepsilon_2^d), \quad (C1)$$

$$\frac{c}{m(\theta_2)} = (1 - \gamma)\overline{S}_2^0(\varepsilon_2^c). \quad (C2)$$

La relation entre la tension acceptable pour les firmes et les seuils est cette fois décroissante. En effet, plus la tension est élevée plus le coût moyen de remplissage d'un emploi vacant est élevé. Cela doit être compensé par un surplus plus élevé, ce qui suppose des emplois moins fréquemment détruits, donc des seuils de destruction moins élevés.

En première période, on note que les équations de création et de destruction prennent des expressions différentes selon que  $\varepsilon_1 \leq \varepsilon_2^d$  ou  $\varepsilon_1 > \varepsilon_2^d$ . Or cette hiérarchie des seuils de licenciement n'est *a priori* pas évidente. Elle renvoie à la question de savoir si, en l'absence de choc idiosyncrasique, le vieillissement suffit pour faire passer des emplois suffisamment productifs en période 1 en dessous du seuil de productivité requis en période 2. Cela dépend de la hiérarchie des surplus  $S_1$  et  $S_2$  au voisinage de  $\varepsilon_1$ . Or cette hiérarchie est ambiguë dans la mesure où les différents paramètres du modèle l'influencent de façon potentiellement contradictoire. D'un côté, la contribution Delalande accroît  $S_2$  par rapport à  $S_1$ . De l'autre, un profil de productivité décroissant à partir d'un certain âge, ou une meilleure indemnisation des chômeurs âgés (avec par exemple la suspension de la dégressivité des allocations chômage) auraient pour effet de réduire  $S_2$  par rapport à  $S_1$ . Si, empiriquement, l'observation de taux de séparation plus élevés pour les travailleurs âgés implique  $\varepsilon_1 \leq \varepsilon_2^d$ , il se peut que ce ne soit plus vrai pour des valeurs élevées de la contribution Delalande, si bien qu'il faut résoudre le modèle pour trancher.

Les salaires négociés dépendent des productivités individuelles, de la tension sur le marché du travail, et le cas échéant, de la protection de l'emploi qui améliore la position de négociation des salariés. On obtient ainsi :

$$\begin{aligned} w_1(\varepsilon) &= (1 - \gamma)z_1 + \gamma(p_1 + \sigma_1\varepsilon - \tau + c\theta_1 - \eta_1 f_2), \\ w_2^0(\varepsilon) &= (1 - \gamma)z_2 + \gamma(p_2 + \sigma_2\varepsilon - \tau + c\theta_2 - \lambda f_2), \\ w_2(\varepsilon) &= (1 - \gamma)z_2 + \gamma(p_2 + \sigma_2\varepsilon - \tau + c\theta_2 + (r + \eta_2)f_2). \end{aligned}$$

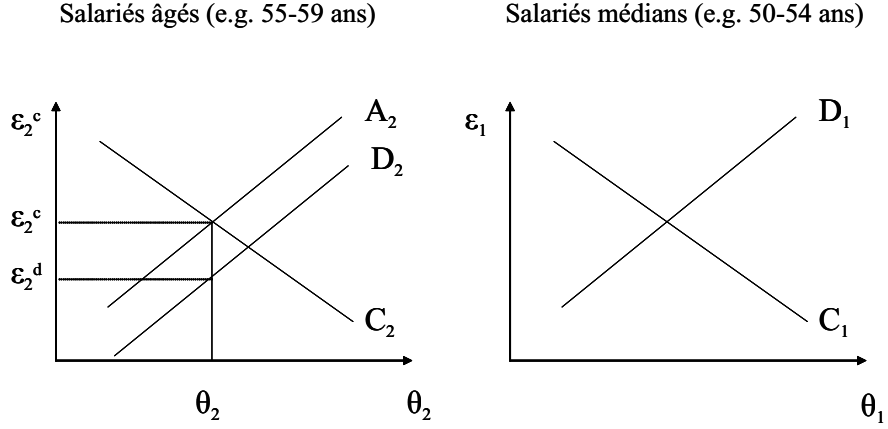


FIG. 2 – Equilibre du marché du travail

### 3.5 Equilibre du marché du travail

A taux de taxation exogène, les équations (D1), (A2), (D2), (C1) et (C2) déterminent un unique équilibre  $(\varepsilon_1^*, (\varepsilon_2^d)^*, (\varepsilon_2^c)^*, \theta_1^*, \theta_2^*)$  en fonction duquel on peut aisément déduire les autres grandeurs endogènes du modèle.

L'équilibre se résout en effet de façon récursive. Il est représenté par la figure 2, où la position des droites de la partie droite (première période) dépend de la partie gauche (équilibre de seconde période). En deuxième période, (A2) et (C2) définissent deux relations respectivement croissante et décroissante entre  $\varepsilon_2^c$  et  $\theta_2$ , ce qui permet de caractériser un unique équilibre  $((\varepsilon_2^c)^*, \theta_2^*)$ . De (D2) on déduit alors  $(\varepsilon_2^d)^*$ . En première période, la preuve de l'existence et de l'unicité du couple  $(\varepsilon_1^*, \theta_1^*)$  est moins immédiate dans la mesure où la caractérisation de  $(\varepsilon_1^*, \theta_1^*)$  dépend de la hiérarchie entre  $\varepsilon_1^*$  et  $(\varepsilon_2^d)^*$ , qui n'est pas connue *ex ante*. On montre en annexe qu'il existe toujours une unique solution qui, selon les valeurs prises par les paramètres, peut être telle que  $\varepsilon_1^* < (\varepsilon_2^d)^*$  ou que  $\varepsilon_1^* \geq (\varepsilon_2^d)^*$ .

L'équilibre des flux à l'équilibre stationnaire permet de caractériser les taux de chômage des travailleurs âgés et des travailleurs d'âge médian. En notant  $u_0$  le taux de chômage des travailleurs plus jeunes, on obtient :

$$u_1 = \frac{\eta_1 u_0 + \lambda G(\varepsilon_1)}{\theta_1 m(\theta_1)(1 - G(\varepsilon_1)) + \lambda G(\varepsilon_1) + \eta_1},$$

$$u_2 = \frac{\eta_2 u_1 + \lambda G(\varepsilon_2^d)}{\theta_2 m(\theta_2)(1 - G(\varepsilon_2^c)) + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2}.$$

De façon standard, ces deux équations montrent comment le taux de chômage stationnaire diminue avec les taux de contact des chômeurs ( $\theta_1 m(\theta_1)$  et  $\theta_2 m(\theta_2)$ ) mais augmente avec le taux de destruction des emplois ( $\lambda G(\varepsilon_1)$  et  $\lambda G(\varepsilon_2^d)$ ) ainsi qu'avec la part des contacts n'aboutissant pas à un emploi ( $G(\varepsilon_1)$  et  $G(\varepsilon_2^c)$ ).

Elles montrent également que le taux de chômage d'une tranche d'âge donnée dépend du taux de chômage de la tranche d'âge inférieure. Cette spécificité du modèle a des implications pour l'étude de la protection de l'emploi. Le fait que la contribution Delalande affecte le taux de chômage des travailleurs d'âge médian a alors des répercussions sur le taux de chômage des travailleurs âgés.

## 4 Effets de la contribution Delalande

On s'intéresse maintenant aux effets sur l'emploi, aux différents âges, d'une hausse de la taxe sur les licenciements de travailleurs âgés, qui constitue le noyau du dispositif Delalande. On caractérise pour cela l'effet de rétention, ou *effet direct*, qui est l'effet visé par la taxe (des séparations sont évitées pour ne pas à avoir à payer la taxe), et des effets préventifs, ou *effets indirects*, qui peuvent porter *sur les séparations* (des séparations sont suscitées avant que le salarié n'atteigne l'âge protégé, de façon à éviter le paiement futur de la taxe) ou *sur les embauches* (les embauches sont limitées pour éviter d'avoir à payer ultérieurement le coût de séparation). Ces différents effets sont ensuite quantifiés en étalonnant le modèle sur la situation du marché du travail français en 1986-1987.

### 4.1 Analyse qualitative

Pour les travailleurs âgés, une hausse de la taxe sur les licenciements a pour effet de réduire le surplus espéré à l'embauche et d'accroître le surplus des emplois existants. La condition d'acceptation (A2) devient donc plus stricte, tandis que la condition de destruction (D2) est relâchée. A  $\varepsilon_2^c$  donné, la condition de création est inchangée. La figure 3 illustre ces changements. On constate une baisse de la tension d'équilibre et une hausse du seuil d'acceptation : le taux de retour à l'emploi des chômeurs âgés baisse donc sans ambiguïté. De son côté,  $\varepsilon_2^d$  baisse également, impliquant une baisse des taux de séparation. La mobilité des travailleurs entre emploi et chômage est donc réduite dans les deux sens, mais l'effet net sur l'emploi est ambigu. On retrouve là un résultat standard de la littérature sur la protection de l'emploi.

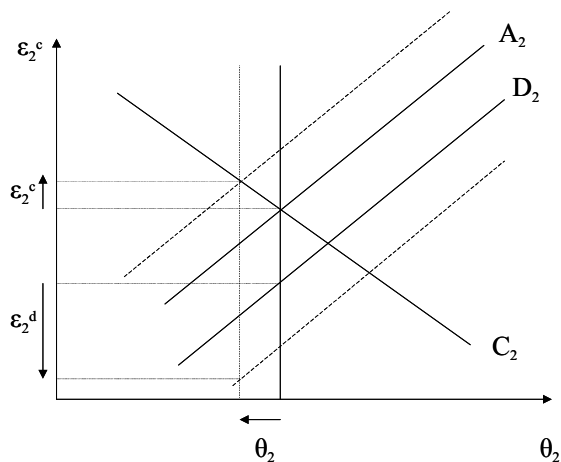


FIG. 3 – Effet de la taxe sur les travailleurs âgés (55-59 ans)

Cette ambiguïté est renforcée par la hausse du chômage des travailleurs d'âge médian. Pour les travailleurs d'âge médian en effet, la hausse de la taxe sur les licenciements futurs réduit le surplus espéré puisqu'elle constitue un surcoût. Par conséquent, la productivité exigée pour maintenir un emploi augmente, déplaçant (D1). L'effet sur (C1) dépend de la hiérarchie entre  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2^d$ . On se situe d'abord dans le cas  $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2^d$  (figure 4, à gauche). Dans ce cas où les emplois d'âge médian sont robustes au vieillissement, la relation (C1) est inchangée. Sans ambiguïté, la tension baisse et le seuil de destruction augmente. L'effet sur l'emploi est sans ambiguïté négatif. Dans le cas  $\varepsilon_1 < \varepsilon_2^d$  (figure 4, à droite), la taxe sur les licenciements provoque une hausse de  $\varepsilon_2^d$  qui réduit (même à  $\varepsilon_1$  donné) le surplus espéré d'un emploi. La relation (C1) devient donc plus restrictive. L'effet sur le seuil de destruction et d'acceptation est graphiquement ambigu ; on montre par différentiation en annexe que cette ambiguïté se résout sous des conditions plausibles : à  $\theta_1$  donné suffisamment faible, le seuil de destruction augmente. Dans ce cas, le chômage des travailleurs d'âge médian augmente donc.

En résumé, la hausse de la contribution Delalande a un effet ambigu sur le chômage des travailleurs protégés, et un effet négatif sur les travailleurs non protégés plus jeunes. L'effet sur le chômage global est ambigu.

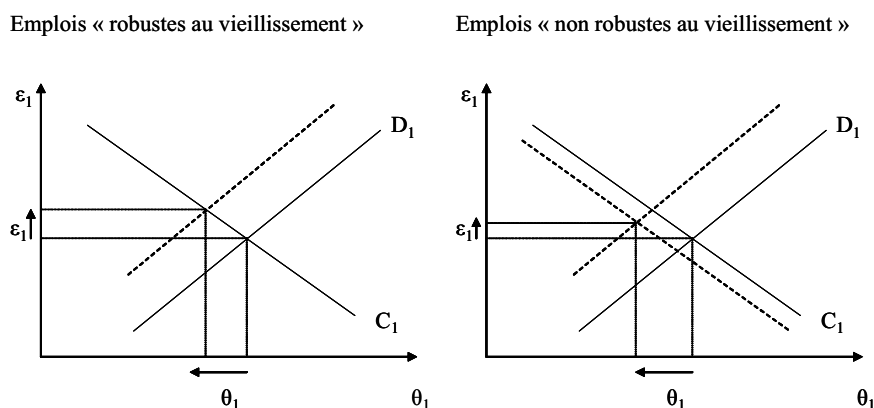


FIG. 4 – Effets de la taxe sur les travailleurs d'âge médian

#### 4.2 Simulation de l'instauration du dispositif en 1987

Pour comparer les différents effets, on procède ensuite à l'étalonnage du modèle sur la situation du marché du travail français avant l'instauration de la contribution Delalande (en 1986-87), en se focalisant sur deux catégories d'âge : les 55-60 ans, directement concernés par la contribution à partir de 1987, et les 50-54 ans, chez lesquels sont vraisemblablement concentrés les effets préventifs.<sup>12</sup> Les faits stylisés qu'on souhaite reproduire par l'étalonnage portent sur la probabilité de retour à l'emploi et le taux de chômage dans chacune de ces deux catégories, ainsi que des éléments sur la distribution des salaires. Ils sont tirés de l'Enquête Emploi et reportés dans la première partie du tableau 2. Ces résultats portent sur l'ensemble des hommes en 1986-87.<sup>13</sup> Il aurait été possible de faire une distinction par niveaux de qualification ; mais cette distinction ici n'a que des effets secondaires par rapport aux effets de l'âge et a été laissée de côté par simplification.

<sup>12</sup>On suppose donc que les travailleurs de moins de 50 ans ont un taux de chômage indépendant du niveau de la contribution. Cette hypothèse simplificatrice se justifie *ex post* par le résultat selon lequel le taux de chômage à 50-54 ans n'est que faiblement affecté : cela sera vrai *a fortiori* avant 50 ans ; l'hypothèse d'exogénéité est donc une approximation acceptable.

<sup>13</sup>L'Enquête Emploi de 1987 a lieu en mars ; elle est bien antérieure à la mise en place de la contribution Delalande en juillet.

<b>Faits stylisés reproduits</b>					
Taux de chômage		Taux de transition vers le chômage		Salaire moyen 55-59 ans	
50-54 ans	55-58 ans	50-54 ans	55-58 ans		
6,5%	10,4%	2,9%	4,0%	7 600	
<b>Paramètres imposés</b>					
Taux d'intérêt	Pouvoir de négociation des salariés	Elasticité de la fonction d'appariement	Taux d'arrivée des chocs	Ratio de remplacement 50-54 ans	Ratio de remplacement 55-59 ans
5%	0,5	0,5	0,1	0,6	0,65
<b>Paramètres étalonnés</b>					
Productivité de base 50-54 ans	Productivité de base 55-59 ans	Sigma 50-54 ans	Sigma 55-59 ans	Coût de postage instantané	
2 884	4 424	6 842	10 000	8 361	
<b>Conséquences de l'étalonnage</b>					
Ratio des productivités moyennes 50-54 ans // 55-59 ans		Ratio des variabilités des productivités 50-54 ans // 55-59 ans		Coût de postage moyen (en mois de salaire)	Taux de taxe (sur le salaire moyen des 55-59 ans)
1,02		0,77		7,6	5,7%

TAB. 2 : Etalonnage (hommes d'âge médian, Enquêtes Emploi 1986-87 ; fréquence annuelle)

On suppose une technologie d'appariement Cobb-Douglas : on pose  $m(\theta_a) = \theta_a^{-\eta}$ . On suppose une élasticité de 0,5 pour la fonction d'appariement, ce qui est conforme aux estimations disponibles (Blanchard et Diamond, 1990). Le pouvoir relatif de négociation des salariés n'est pas un paramètre pour lequel on dispose d'estimations fiables ; on le suppose égal à  $\eta$ , ce qui conduit à l'efficacité de l'équilibre décentralisé (Hosios, 1990).  $\lambda$  et  $\varepsilon$  ne sont pas non plus directement observés ; on prend  $\lambda$  égal à 0,1, et on suppose que  $\varepsilon$  suit une loi uniforme entre 0 et 1, ce qui correspond à des hypothèses communes dans la littérature.<sup>14</sup> Enfin, on suppose un taux de remplacement légèrement plus élevé pour les travailleurs de 55 à 60 ans (0,65 plutôt que 0,6) pour traduire le fait que la dégressivité des allocations chômage est suspendue pour les chômeurs âgés. La robustesse des résultats à ces quatre derniers paramètres est testée plus loin. On choisit par ailleurs la taxe forfaitaire  $\tau$

<sup>14</sup>Pour des hypothèses analogues, voir par exemple Mortensen et Pissarides (1999) ou Cahuc et Postel-Vinay (2001).

On montre en annexe en différenciant le modèle que plutôt que  $\lambda$ , les valeurs de  $\lambda G(\varepsilon_1)$  et  $\lambda G(\varepsilon_2^d)$  sont décisives pour la statique comparative. Ces grandeurs sont, elles, étalonnées sur les données. En revanche, comme on le verra dans la section 5, les hypothèses sur la distribution de  $\varepsilon$  sont décisives. D'autres lois ont donc été essayées, en particulier une loi lognormale, qui permet de rendre relativement bien compte de la distribution observée des salaires. Le fort impact favorable de la contribution Delalande s'en trouve renforcé. La loi uniforme retenue ici a l'avantage de permettre la comparaison avec les travaux voisins dans la littérature.

de façon à équilibrer le budget de l'assurance chômage. Les paramètres ainsi imposés sont rassemblés dans la deuxième partie du tableau.

Les paramètres libres sont les productivités de base dans les deux classes d'âge,  $p_1$  et  $p_2$ , les paramètres de dispersion des chocs  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$ , et le coût de postage,  $c$ . Ces cinq paramètres permettent de reproduire les cinq faits stylisés du haut du tableau 2.

Les paramètres ainsi étalonnés et les conséquences de leur valeur figurent dans le bas du tableau. On est conduit à estimer un profil de productivité plat après 50 ans (le ratio de la productivité moyenne à 55-59 ans sur celle à 50-54 ans vaut 1,02)<sup>15</sup>, avec une plus grande variabilité des productivités après 55 ans. Le coût moyen de postage d'un emploi est équivalent à 7,6 mois de salaire moyen brut. L'ensemble des paramètres étalonnés est plausible.

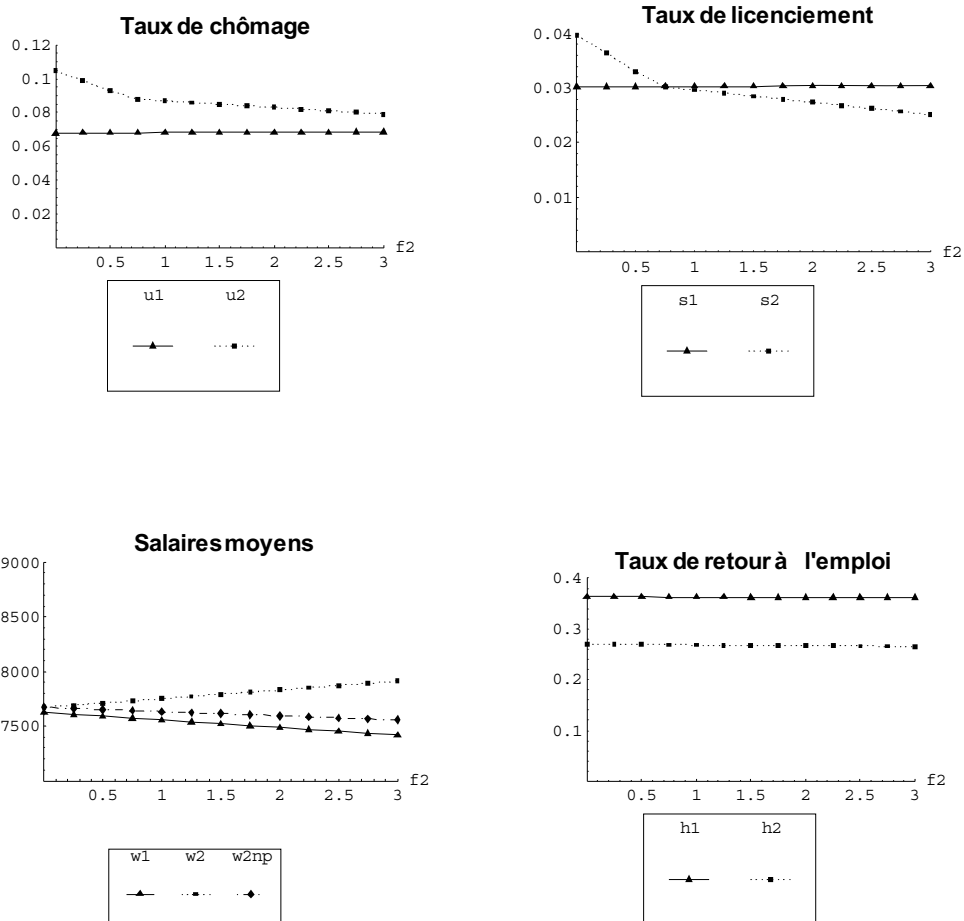
L'effet d'une taxe sur le licenciement des travailleurs âgés est ensuite simulé (figure 5). On regarde l'effet d'une hausse continue de la contribution de 0 à 3 mois de salaire brut moyen.

Qualitativement, les flux baissent chez les plus de 55 ans, tandis que le chômage augmente pour les travailleurs de 50-54 ans. Le chômage baisse chez les plus de 55 ans.

Quantitativement, les effets sont faibles pour les travailleurs de 50-54 ans, ce qui vient du fait que la taxe n'agit que par les anticipations des agents, puisqu'elle débute à 55 ans. Son impact doit alors être actualisé, pour tenir compte de la préférence pour le présent et du fait qu'une part des emplois sont détruits avant que le travailleur n'atteigne 55 ans : l'effet avant 55 ans est donc amorti. Pour les travailleurs de plus de 55 ans, on remarque tout d'abord que l'impact négatif sur le retour à l'emploi est un effet de second ordre, tandis que l'effet de rétention est très élevé. Cela se traduit par une baisse marquée du taux de chômage après 55 ans (environ 2,5 points de pourcentage de chômage en moins). Cette baisse, d'abord rapide, marque un coude et ralentit à partir du point où le taux de licenciement après 55 ans devient inférieur au taux de licenciement avant 55 ans. L'intuition est la suivante. Deux causes peuvent provoquer les licenciements des travailleurs de plus de 55 ans : les effets du vieillissement (si la baisse de productivité générale avec l'âge ou la hausse des options de sortie sous la forme d'un taux de remplacement plus élevé font que le surplus lié à l'emploi décline) et l'arrivée de chocs de productivité idiosyncrasiques défavorables. Le fait qu'avant réforme le taux de licenciement après 55 ans excède celui de la tranche d'âge

---

<sup>15</sup>Ce résultat est compatible avec les estimations existantes du profil par âge de productivité : voir à ce sujet Aubert et Crépon (2003).



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande (f2) de 0 à 3 mois de salaire brut sur le taux de chômage, le salaire moyen, le taux de licenciement et le taux de retour à l'emploi pour les travailleurs de 50-54 ans (indicés 1) et 55-59 ans (indicés 2). Le taux de destruction des emplois est endogène. Les salaires sont négociés selon un processus de Nash (voir sections 3 et 4).

FIG. 5 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 (destructions et salaires endogènes)

inférieur signifie que ces deux causes de licenciement jouent. Dans cette situation initiale, une hausse de la taxe sur les licenciements réduit à la fois le nombre de licenciements qui ont lieu au moment du changement d'âge et ceux qui ont lieu, passé 55 ans, en cas de choc de productivité idiosyncrasique défavorable. Son impact est donc important. Mais la hausse de la taxe finit par dissuader complètement de licencier au moment du changement d'âge.<sup>16</sup> A partir de ce point de basculement (caractérisé par l'égalité des seuils de destruction :  $\varepsilon_1 = \varepsilon_2^d$ ), les hausses ultérieures de la taxe n'agissent plus que sur la deuxième source de licenciements, liée à l'arrivée de chocs idiosyncrasiques. L'effet de rétention est donc de moindre ampleur. Finalement, cet effet original du modèle illustre le fait qu'une taxe ciblée sur une population spécifique a d'autant plus d'impact que cette population dégage un surplus faible par rapport aux autres groupes de travailleurs ; l'impact diminue au fur et à mesure que la situation relative de cette population s'améliore.

### 4.3 Robustesse des résultats

La sensibilité des effets prédits de la protection de l'emploi à certains paramètres – en particulier, la générosité des allocations chômage et le degré de persistance des chocs – a été relevée par la littérature. Elle est en général étudiée par la simulation de variantes selon les paramètres. Le modèle étudié permet de systématiser cette approche. Pour les salariés âgés, on constate que l'effet principal provient ici de l'évolution du taux de licenciement,  $s_2$ . On montre en annexe C que, lorsqu'on a pris en compte l'endogénéité des salaires (et donc l'endogénéité du niveau de la taxe, qui est proportionnel aux salaires avec un coefficient  $\alpha_f$ ), l'effet sur le taux de licenciement d'une taxe  $df_2 = \alpha_f \overline{w_2}$  peut être approché au premier ordre par :<sup>17</sup>

$$ds_2 = -\lambda\gamma\alpha_f \frac{b_2}{1-b_2} (r + h_2^0 + \eta_2) g(\varepsilon_2^d) E(\varepsilon - \varepsilon_2^d / \varepsilon > \varepsilon_2^d),$$

où  $h_2^0$  est le taux de retour à l'emploi avant réforme. L'ampleur de l'effet de rétention augmente donc avec le ratio de remplacement et avec le pouvoir de négociation des salariés ; elle décroît avec le degré de persistance des chocs.

---

<sup>16</sup>Une hypothèse ici implicite est que l'entreprise ne peut licencier juste avant l'âge de 55 ans. Elle découle de la modélisation par tranches d'âge de 5 ans, au sein desquelles tout est stationnaire (la probabilité de passer dans la tranche d'âge supérieure est la même pour tous).

<sup>17</sup>On suppose aussi que la condition d'Hosios (1990) est vérifiée :  $\eta = \gamma$ . L'expression est sinon légèrement plus compliquée (voir annexe).

Enfin, elle dépend par deux canaux de la forme de la distribution des chocs : de façon attendue, elle dépend de la densité  $g(\varepsilon_2^d)$ , c'est-à-dire du nombre de personnes qui sont initialement à la limite du licenciement, et qu'une taxe sur les licenciements conduit à retenir dans l'emploi. Elle dépend également de l'espérance conditionnelle des productivités idiosyncrasiques au-dessus de la productivité de réservation.<sup>18</sup> Le fait que l'ampleur des effets dépende de la distribution des chocs, pour partie au moins inobservable, est une caractéristique peu satisfaisante de ce type de modèles ; il est discuté à la fin de la section suivante. Pour le reste, cette équation montre que l'effet estimé tient à un nombre relativement réduit de paramètres. En particulier, on remarque que l'effet est indépendant du profil de productivité estimé (paramètres  $p_1$  et  $p_2$ ), dont l'estimation est difficile.

	<b>Avant 1987</b>	<b>Après 1987</b>	
<b>Variations sur le ratio de remplacement à 50-54 ans (b1)</b>			
	<b>.6</b>	.5	<b>.6</b>
			<b>.7</b>
Taux de chômage 50-54 ans	6,5%	6,8%	<b>6,8%</b>
Taux de chômage 55-59 ans	10,4%	7,9%	<b>7,9%</b>
<b>Variations sur le ratio de remplacement à 55-59 ans (b2)</b>			
	<b>.65</b>	.55	<b>.65</b>
			<b>.75</b>
Taux de chômage 50-54 ans	6,5%	6,8%	<b>6,8%</b>
Taux de chômage 55-59 ans	10,4%	8,2%	<b>7,9%</b>
<b>Variations sur le degré de persistance des chocs (lambda)</b>			
	<b>.1</b>	.05	<b>.1</b>
			<b>.15</b>
Taux de chômage 50-54 ans	6,5%	6,7%	<b>6,8%</b>
Taux de chômage 55-59 ans	10,4%	8,4%	<b>7,9%</b>
<b>Variations sur le pouvoir de négociation des salariés (gamma)</b>			
	<b>.5</b>	.3	<b>.5</b>
			<b>.7</b>
Taux de chômage 50-54 ans	6,5%	6,8%	<b>6,8%</b>
Taux de chômage 55-59 ans	10,4%	8,4%	<b>7,9%</b>

TAB. 3 : Analyse de robustesse

$\gamma$ ,  $\lambda$  et  $b_2$  apparaissent donc comme les principaux paramètres susceptibles d'affecter les résultats. L'analyse de robustesse permet de vérifier que

<sup>18</sup> Cela résulte de l'indexation de la taxe sur le salaire moyen, qui dépend lui-même de cette espérance conditionnelle.

des variations de ces paramètres sur des plages vraisemblables n'affectent pas trop les résultats. Le tableau 3 présente, dans sa partie droite, les taux de chômage après réforme pour différentes valeurs des paramètres, dont la valeur de référence dans la colonne du milieu. En résumé, le taux de chômage à 50-54 ans est très peu sensible à ces variations ; il l'est davantage à 55-59 ans, sans que cela affecte le résultat qualitatif d'une baisse marquée du chômage. Par exemple, si le pouvoir de négociation des travailleurs est supposé plus élevé ( $\gamma = .7$ ) que dans le cas de référence ( $\gamma = .5$ ), le chômage à 55-59 ans baisse de 3 points de pourcentage au lieu de 2,5 ; mais si le pouvoir de négociation est plus faible ( $\gamma = .3$ ), le chômage ne baisse plus que de 2 points.

## 5 Interprétation du fort effet sur le chômage : spécificité des travailleurs âgés ou hypothèses sur les salaires et les destructions d'emplois ?

La baisse du chômage prédite est conséquente. Elle contraste avec la littérature sur la protection de l'emploi, qui prédit en général un effet faible, tantôt positif, tantôt négatif. Cette section examine les raisons de ce contraste, en revenant successivement sur trois caractéristiques du modèle.

### 5.1 Les effets de la situation d'*insiders* peu mobiles

Les travailleurs âgés sont en majorité des *insiders* au sens où ils occupent pour la plupart un emploi, en général protégé. Ils s'opposent en cela aux jeunes générations qui entrent sur le marché du travail. Ils sont également peu mobiles, ainsi qu'en témoignent les faibles taux de transition observés entre chômage et emploi, avant l'instauration de la contribution (tableau 2).

Ces deux faits ont des conséquences importantes sur l'impact de la protection de l'emploi. Le premier implique que les travailleurs âgés sont majoritairement concernés par l'effet direct, favorable, de rétention. L'ampleur de cet effet a donc plus d'impact sur leur taux de chômage moyen que l'effet indirect.<sup>19</sup> Par ailleurs, la faiblesse des taux de transition implique que les effets indirects sont faibles : le risque lié au coût de licenciement est en effet pondéré par la probabilité qu'un licenciement intervienne. Or cette probabilité est faible : 4% avant l'instauration de la contribution. Les entreprises

---

<sup>19</sup>L'effet indirect joue un rôle beaucoup plus important dans la détermination du taux de chômage des jeunes (qui sont nombreux à chercher des emplois).

embauchant un travailleur âgé tiennent compte de ce risque, mais avec un taux d'actualisation faible.<sup>20</sup>

On vérifie analytiquement ces intuitions par la différentiation du système d'équilibre, en annexe. On montre que l'ampleur des effets direct et indirect dépend directement de la situation initiale du public ciblé. Spécifiquement, en notant  $h_2^0$  et  $s_2^0$  les taux initiaux de retour à l'emploi et de licenciement des plus de 55 ans avant réforme, l'effet d'une hausse de la taxe, approché au premier ordre, s'écrit :

$$\begin{aligned}\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2} &= \frac{1}{\sigma_2} \frac{(r + \lambda + \eta_2)s_2^0}{r + s_2^0 + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}h_2^0}, \\ \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2} &= -\frac{1}{\sigma_2} \frac{(r + \lambda + \eta_2)(r + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}h_2^0)}{r + s_2^0 + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}h_2^0}, \\ \frac{d\theta_2}{df_2} &= \frac{1}{\eta c} \frac{(1 - \gamma)h_2^0 s_2^0}{r + s_2^0 + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}h_2^0}.\end{aligned}$$

Quand le public cible est peu mobile, c'est-à-dire, à la limite, quand  $s_2^0$  et  $h_2^0$  tendent vers 0, on obtient :

$$\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2} \rightarrow 0, \quad \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2} \rightarrow -(r + \lambda + \eta_2), \quad \frac{d\theta_2}{df_2} \rightarrow 0.$$

Par conséquent, l'effet indirect (qui passe par la hausse du seuil d'acceptation et de la baisse de la tension) tend vers 0, et l'effet indirect (par la baisse du seuil de destruction) tend vers sa valeur maximale. Autrement dit, par leur faible mobilité, les travailleurs âgés en France présentent des caractéristiques qui maximisent les avantages de la protection de l'emploi et en minimisent les inconvénients en termes de réduction du chômage. Certes, cela ne signifie pas que les effets indirects défavorables ont disparu. Ils sont reportés sur les plus jeunes. Mais ils sont du coup amortis par la prise en compte du taux d'actualisation (qui rend compte à la fois de la préférence pour le présent et des destructions des emplois avant d'avoir atteint 55 ans). Au total, une mesure de protection de l'emploi sur les travailleurs âgés a donc un effet

---

<sup>20</sup>Cependant, ce taux d'actualisation est peut-être minoré par l'hypothèse d'homogénéité de la main-d'oeuvre. Si les chômeurs présentent en réalité certaines caractéristiques défavorables, la probabilité de licencier un chômeur après l'avoir embauché peut être nettement supérieure à la probabilité moyenne.

Cette limite est partagée par les autres modèles auxquels on se compare ici. La comparaison reste donc, en ce sens, valide.

plus favorable qu’une mesure similaire sur les plus jeunes. Ce résultat est d’autant plus intéressant que des motivations de bien-être social peuvent conduire également à focaliser la protection de l’emploi sur les plus âgés.<sup>21</sup>

## 5.2 Effet de l’hypothèse de salaires endogènes

Un autre trait des travailleurs âgés est que la majorité est rémunérée au-dessus du SMIC. Ce fait a joué en faveur d’une modélisation avec salaires endogènes puisque le salaire n’est pas déterminé par la contrainte institutionnelle du salaire minimum. L’hypothèse d’un ajustement instantané du salaire aux chocs individuels est cependant forte. Il est donc important de voir si les résultats obtenus sont robustes à l’hypothèse alternative de salaires exogènes.

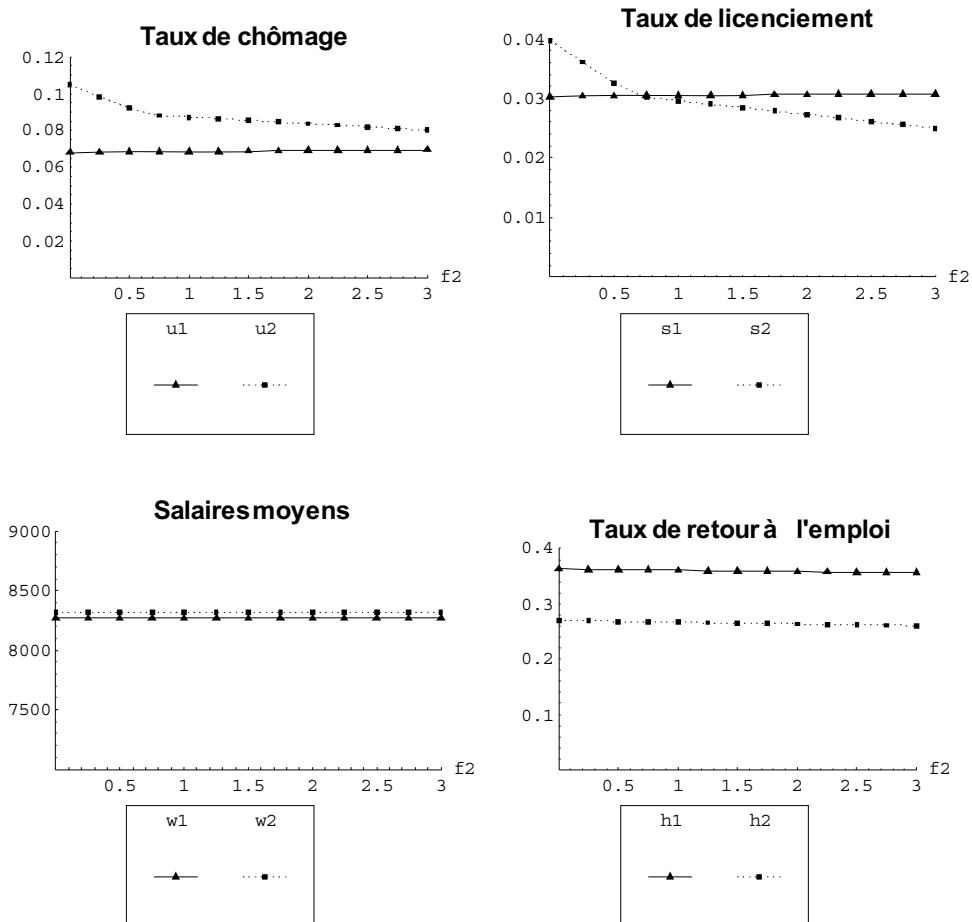
A première vue, le basculement vers des salaires exogènes (indépendants du niveau de la contribution Delalande) a des effets contradictoires sur le chômage. D’une part, les travailleurs n’internalisent plus, dans le salaire d’embauche qu’ils négocient, les effets de la protection future de leur emploi.<sup>22</sup> Or cette réponse du salaire d’embauche avait pour effet de limiter l’effet négatif de la contribution sur les créations d’emploi. Cependant, le fait que le salaire soit exogène élimine un autre effet lié à la négociation salariale avec les salariés protégés : ceux-ci prenaient en effet en compte le fait que la situation des chômeurs se dégradait. Cette dégradation de leur option de sortie (et donc cette augmentation du surplus) limitait leurs revendications salariales et permettait une baisse des licenciements (effet d’une baisse de  $\theta_2$  dans l’équation (D2)). Au total, l’abandon de l’hypothèse de salaires endogènes élimine deux effets, l’un défavorable, l’autre favorable à l’emploi. L’effet net est ambigu.

Cette ambiguïté est résolue par l’étalonnage et la simulation d’un modèle sous l’hypothèse de salaires exogènes. Les résultats (figure 6) sont extrêmement proches de ceux obtenus avec des salaires exogènes (figure 5). On peut donc conclure que la baisse prédite du chômage ne tient pas à l’hypothèse de salaires endogènes.

---

<sup>21</sup>On peut évoquer les arguments suivants : éviter la destruction du capital humain général et spécifique accumulé ; prendre en compte les difficultés particulières de retour à l’emploi des plus âgés.

<sup>22</sup>Cf. la baisse du salaire des travailleurs non protégés,  $W2np$ , sur la figure 5.



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande ( $f_2$ ) de 0 à 3 mois de salaire brut sur le taux de chômage, le salaire moyen, le taux de licenciement et le taux de retour à l'emploi pour les travailleurs de 50-54 ans (indicés 1) et 55-59 ans (indicés 2). Le taux de destruction des emplois est endogène. Les salaires sont exogènes (voir section 5).

FIG. 6 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 (destructions endogènes, salaires exogènes)

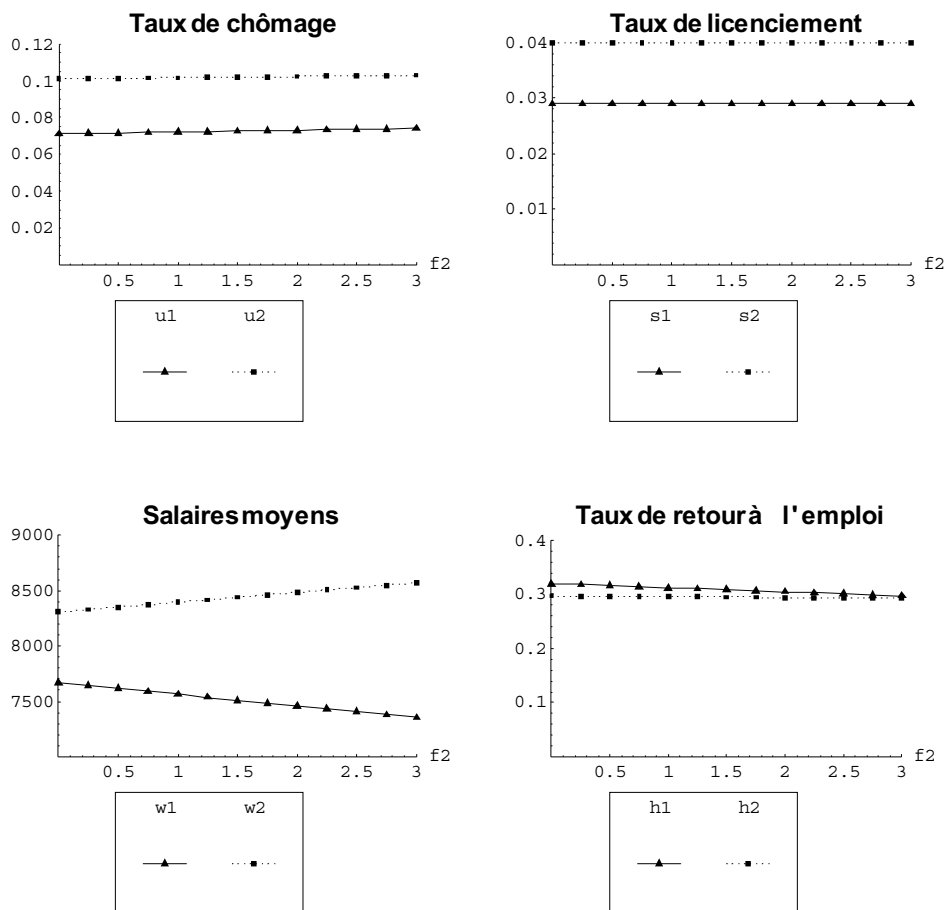
### 5.3 Effet de l'hypothèse de destructions endogènes des emplois

Le rapporteur de la commission des affaires sociales du Sénat, Louis Souvet, critiquant la contribution Delalande estimait que ses effets sur les licenciements étaient non avérés, alors que ses effets pervers sur les embauches de travailleurs âgés étaient un vrai problème. Est-il possible, en d'autres termes, que les entreprises ne puissent tenir compte de la contribution qu'*ex ante*, si bien que seul intervient l'effet indirect ?

On peut construire un modèle avec de telles implications. Il suffit de supposer que tous les chocs de productivité sont si défavorables qu'ils conduisent toujours à la destruction de l'emploi, quel que soit le niveau de protection de l'emploi. Cela revient à considérer des destructions exogènes. L'effet direct est alors nul, par construction. Cela n'empêche pas que le surcoût lié à la protection de l'emploi n'agisse *ex ante* et ne réduise les créations d'emploi par l'effet indirect : l'entreprise sait qu'elle aura ce surcoût à payer pour tout choc de productivité défavorable. La figure 7 illustre les conséquences d'un tel modèle avec destructions exogènes. Le chômage augmente à tout âge.

En retour, ce résultat montre l'importance, dans la modélisation avec destructions endogènes, de l'hypothèse qu'on fait sur la distribution des chocs. On a noté en effet que la distribution à gauche du seuil  $\varepsilon_2$  n'est pas observée (section 4). Si on suppose qu'elle est concentrée sur des valeurs très inférieures à  $\varepsilon_2$ , l'effet direct peut être alors limité. Le cas des destructions exogènes est un cas limite où la distribution des chocs comporte un unique point de masse pour une valeur très faible (ou très négative).

Avant d'aller trop loin dans cette critique, il faut noter qu'elle est générale et peut s'appliquer à toute taxe sur les licenciements. Il n'en reste pas moins que la critique s'applique *aussi* aux travailleurs âgés et à la contribution Delalande, et peut-être même *surtout* à eux si on fait des hypothèses additionnelles sur leur moindre capacité d'adaptation aux chocs, faute d'un horizon suffisant pour amortir une formation, par exemple. De telles hypothèses sont plausibles, mais non prouvées : l'horizon d'amortissement requis pour rentabiliser une formation serait plutôt court, et les formations peuvent être adaptées aux spécificités des travailleurs âgés (Behaghel et Greenan, 2005). La nécessité d'un test empirique apparaît donc ici. Il doit permettre de mesurer si l'introduction de la contribution Delalande a ou non conduit à une baisse des licenciements (pour des résultats empiriques utilisant comme des expériences naturelles les nombreuses variations connues par la contribution Delalande depuis 1987, voir Behaghel, Crépon et Sédillot, 2004).



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande (f2) de 0 à 3 mois de salaire brut sur le taux de chômage, le salaire moyen, le taux de licenciement et le taux de retour à l'emploi pour les travailleurs de 50-54 ans (indicés 1) et 55-59 ans (indicés 2). Le taux de destruction des emplois est supposé exogène; les destructions d'emploi sont considérées comme des licenciements et sont redevables de la contribution Delalande. Les salaires sont négociés selon un processus de Nash (voir section 5).

FIG. 7 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 (destructions exogènes)

Au total, la prédiction d'une forte baisse du chômage des travailleurs âgés s'interprète surtout comme le résultat de la situation spécifique de ce public, composé majoritairement d'*insiders* peu mobiles. Elle montre l'intérêt d'une protection de l'emploi ciblée selon les âges, faisant ainsi écho à des interrogations récentes dans la littérature (Blanchard et Tirole, 2003). Elle reste cependant conditionnelle à la sensibilité des décisions de licenciement des entreprises au coût financier du licenciement.

## 6 Extensions

### 6.1 Affectation du produit de la taxe au financement de l'assurance chômage

L'affectation du produit de la contribution Delalande rapproche le dispositif de la pratique d'*experience rating* aux Etats-Unis, où les cotisations patronales sont modulées en fonction des coûts induits, pour l'assurance chômage, par les licenciements que l'entreprise a effectués. La contribution Delalande conduit à une sorte de modulation fruste, puisque la taxe est simplement proportionnelle au salaire brut du travailleur licencié (et n'est pas indexée, par exemple, sur le temps que le salarié licencié passe au chômage indemnisé).

Quoi qu'il en soit, l'affectation du produit de la contribution à l'assurance chômage permet une baisse des cotisations  $\tau$  qui devrait être favorable à l'emploi. Pour en tenir compte, on lève l'hypothèse d'un taux exogène, et on introduit la règle d'équilibre de l'assurance chômage suivante :

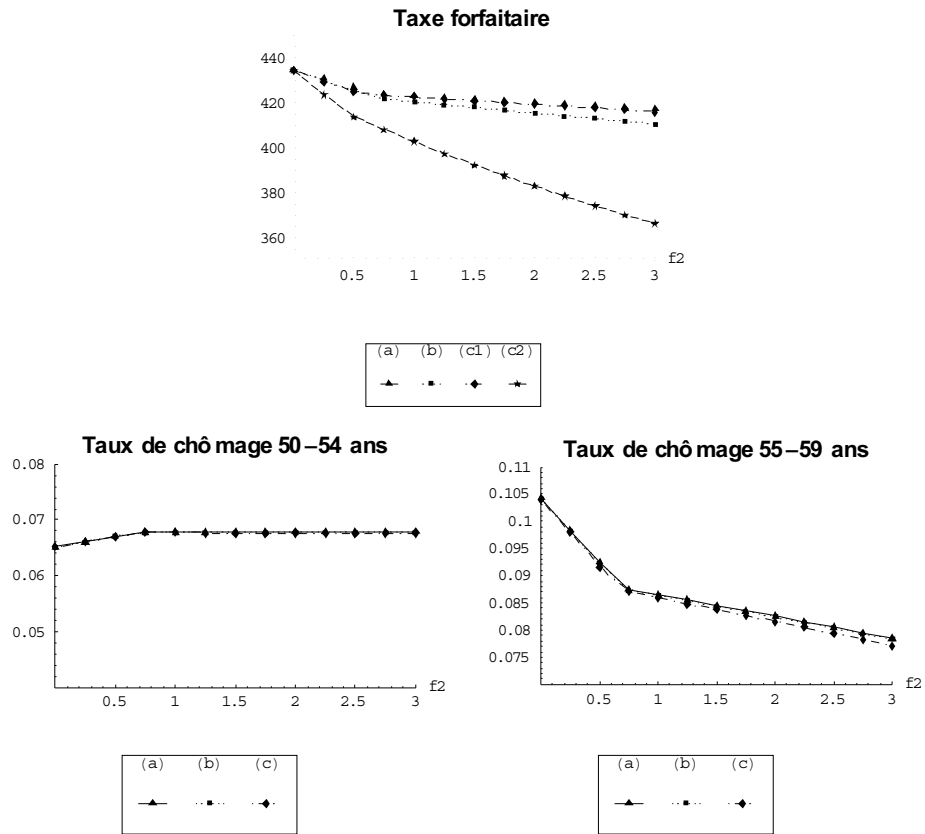
$$NU_0z_0 + NU_1z_1 + NU_2z_2 = \delta NLf_2 + (L_0 + L_1 + L_2)\tau$$

où  $NU_0$  et  $L_0$  représentent le nombre de chômeurs et de personnes en emploi de moins de 50 ans,  $NL$  représente le nombre de licenciements donnant lieu au versement de la contribution Delalande, tandis que  $\delta$  correspond à la règle d'affectation du produit de la contribution :  $\delta = 1$  quand le produit est affecté à l'assurance chômage,  $\delta = 0$  sinon.<sup>23</sup>

L'introduction de cette sixième équation ne permet plus de garantir l'unicité de l'équilibre (Rocheteau, 1999). Néanmoins, on fait l'hypothèse que l'Etat, informé et rationnel, fixe  $\tau$  de façon à obtenir l'équilibre avec un faible chômage et de faibles charges.

---

<sup>23</sup>Le taux de chômage  $u_0$  est mesuré sur les travailleurs de 20 à 50 ans et vaut 8,6% ; on pose par ailleurs  $z_0 = z_1$ .



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande ( $f_2$ ) de 0 à 3 mois de salaire brut sur la taxe forfaitaire sur les salaires (en FF) et le taux de chômage pour les travailleurs de 50-54 ans et 55-59 ans.

Les différentes courbes correspondent aux modalités suivantes d'équilibrage de l'assurance chômage:

- **(a): non affectation:** le produit de la contribution Delalande n'est pas affecté à l'assurance chômage (cas de figure identique à la figure 5);
- **(b): affectation diffuse:** le produit de la contribution Delalande est affecté à l'assurance chômage; la baisse des cotisations ainsi permise est répartie sur tous les emplois;
- **(c): affectation concentrée:** le produit de la contribution Delalande est affecté à la baisse des cotisations chômage sur les emplois de travailleurs de 55-59 ans (qui paient alors les cotisations c2) et non sur les autres (qui paient les cotisations c1).

FIG. 8 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 selon le bouclage fiscal

On simule de nouveau les effets d’une hausse progressive de la contribution de 0 à 3 mois de salaire brut (figure 8). Dans cette figure sont représentés les cotisations à l’assurance chômage (“taxe forfaitaire”), ainsi que les taux de chômage à 50-54 ans et 55-59 ans, en fonction du niveau de la contribution Delalande et selon trois scénarii. Dans le premier scénario (“non affectation”), le produit de la contribution Delalande n’est pas utilisé pour réduire les cotisations chômage. Dans le second scénario (“affectation diffuse”), il est utilisé pour réduire (faiblement) les cotisations de toutes les tranches d’âge : c’est ce que fait, en pratique, la contribution Delalande. Enfin, dans un troisième scénario (“affectation concentrée”), on suppose que le produit de la taxe sert à faire baisser seulement les cotisations chômage des travailleurs de 55-59 ans.

On observe d’abord que, même dans le cas où le produit de la contribution n’est pas affecté à l’assurance chômage (“non affectation”), la prise en compte du bouclage budgétaire réduit les prélèvements et le chômage. En effet, comme on l’a vu précédemment, la taxe a pour effet de réduire le chômage global. Cela conduit à réduire les cotisations nécessaires pour équilibrer le budget de l’assurance chômage. En retour, l’effet de réduction du chômage est (légèrement) accru, puisque le coût du travail baisse.

L’effet additionnel de l’affectation de la contribution Delalande (“affectation diffuse”) est minime : en effet, le produit de la taxe n’est pas si important qu’il permette de faire baisser de façon significative les cotisations chômage. Une affectation ciblée du produit de la taxe à la baisse des charges sur les plus de 55 ans (“affectation concentrée”) permet de faire baisser plus sensiblement le coût du travail à cet âge. Cela permet effectivement une baisse additionnelle modérée du chômage des plus de 55 ans – de l’ordre de 0,2 point. Cette baisse additionnelle reste néanmoins faible par rapport aux effets directs de rétention de la contribution Delalande. Au total, le degré d’*experience rating* de la taxe apparaît trop faible pour que ses effets se distinguent de ceux d’une taxe non affectée au financement de l’assurance chômage.

## 6.2 Prise en compte des préretraites

L’analyse s’est focalisée jusqu’à présent sur les taux de chômage. Or une autre composante du non emploi joue un rôle décisif après 55 ans, même pour les hommes : l’inactivité, en particulier sous forme de préretraites. On introduit donc ici ces dernières.

A première vue, l’existence de préretraites semble pouvoir modifier l’impact de la contribution Delalande par un jeu de vases communicants, les

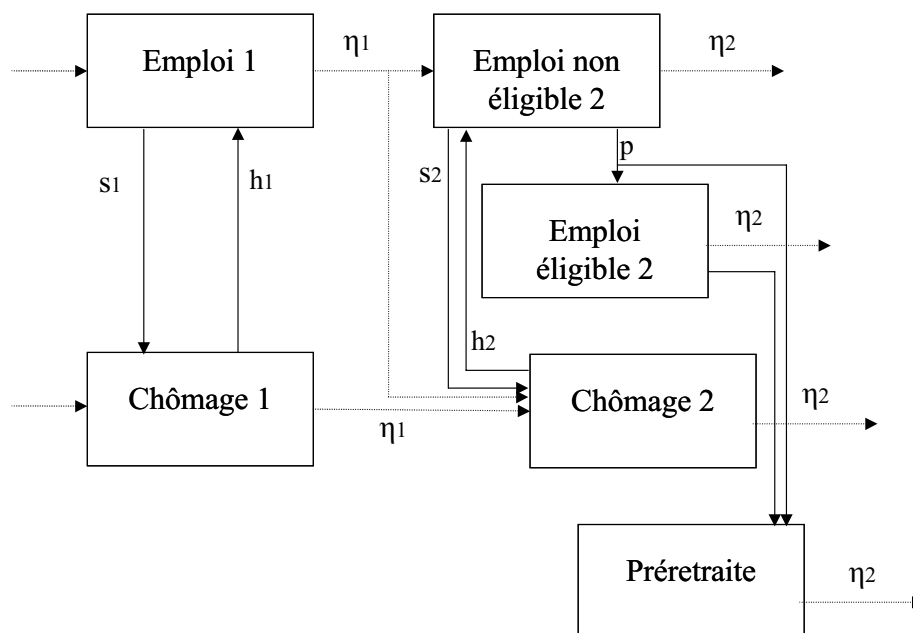


FIG. 9 – Structure du marché du travail avec préretraites

flux vers le chômage étant redirigés vers la préretraite. On s'attend donc à ce qu'une partie des licenciements antérieurs soient simplement transformés en départ vers des préretraites.<sup>24</sup> Au total, les flux vers le non emploi doivent néanmoins baisser : à coût des préretraites inchangé, la hausse du coût du licenciement conduit à une hausse du coût moyen de départ des travailleurs âgés.

On étend le modèle initial par la prise en compte d'un troisième état, les préretraites. Il importe de rendre compte du fait que l'accès aux préretraites n'est pas systématique : il est, en pratique, conditionné par la négociation d'un accord avec l'Etat (préretraites du Fonds national de l'emploi, dites préretraites ASFNE) ou par l'existence d'accords de branche (dispositifs ARPE ou CATS). On en rend compte en supposant qu'il existe une probabilité  $p$  qu'un emploi de plus de 55 ans devienne éligible pour un départ en

<sup>24</sup>Formellement, licenciements et préretraite ne s'opposent pas, puisqu'un licenciement peut conduire à un départ en préretraites (l'entreprise signant une convention de conversion pour un départ en préretraite ASFNE, par exemple). Par simplicité et suivant l'usage, on parle ici de licenciement lorsque le salarié part pour le chômage.

préretraite. Cela conduit à distinguer deux états parmi les emplois de plus de 55 ans, selon qu'ils sont éligibles ou non aux préretraites. La structure du modèle ainsi complété est donnée figure 9. Pour le reste, le modèle est semblable au modèle initial de la section 3 (destruction et salaires endogènes, taux de taxe exogène)<sup>25</sup> ; plus de détails sont donnés en annexe D.

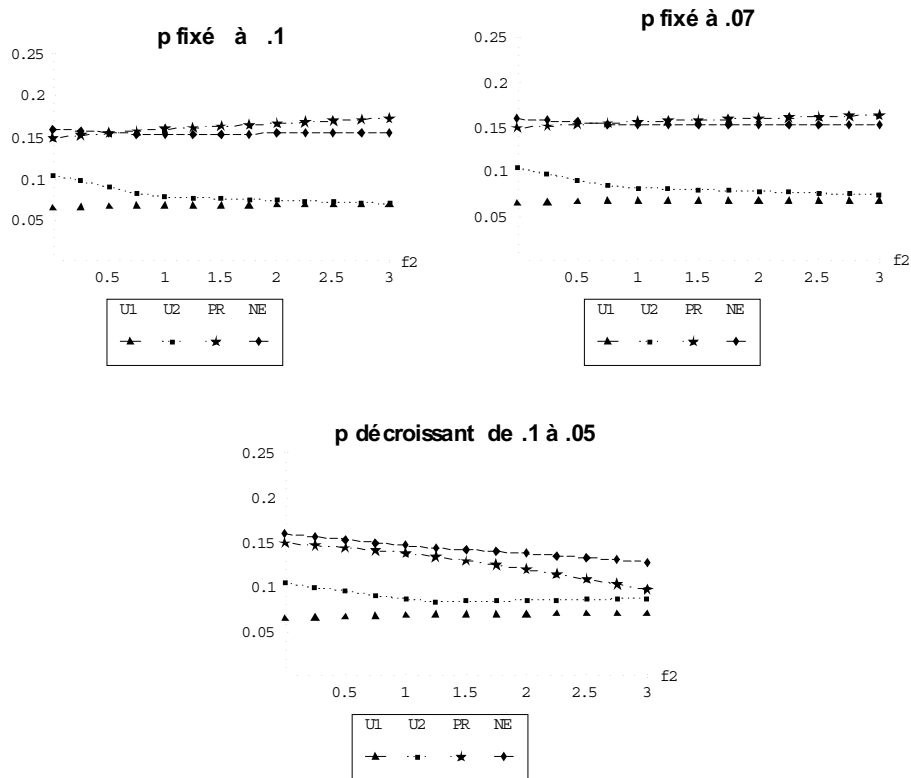
Le modèle est résolu de manière semblable au modèle initial, en introduisant une équation supplémentaire qui correspond au seuil de départ en préretraites. Les paramètres sont choisis de façon qu'il est toujours plus avantageux, pour le salarié, de partir en préretraite que par un licenciement. Le modèle est étalonné en supposant que les flux de départ en préretraite et en licenciement sont égaux pour les plus de 55 ans, ainsi qu'il ressort des statistiques de l'Unedic, soit 4% chacun.

L'effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 est donné figure 10 selon plusieurs scénarii. On suppose d'abord que les conditions d'éligibilité aux préretraites restent les mêmes ( $p$  reste inchangé). Intuitivement, la hausse de la contribution Delalande a pour effet de faire durer davantage d'emplois peu productifs parce que leur destruction est trop coûteuse (effet de rétention). Ces nombreux emplois sont détruits dès qu'ils deviennent éligibles pour un départ en préretraite, moins coûteux. C'est l'effet de vases communicants : des destructions qui ne se font plus sous forme de licenciement parce que c'est devenu trop coûteux se font sous forme de départ en préretraite. On constate effectivement sur la figure que le stock de préretraités augmente au fur et à mesure de la hausse de la contribution Delalande. Cette augmentation est d'autant plus marquée que l'accès aux préretraites est généreux ( $p = .1$ ), car le jeu de vases communicants est favorisé. Au total, et selon les hypothèses sur  $p$ , le non emploi après 50 ans peut baisser ou augmenter, dans les deux cas légèrement.

Ces deux scénarii où l'éligibilité aux préretraites reste inchangée supposent que l'Etat – ou les partenaires sociaux – laissent faire et financent une augmentation considérable du nombre de préretraités. En pratique, on observe au contraire une stabilisation des flux d'entrée en préretraite à partir du milieu des années 1980, malgré la pression vraisemblablement accrue qui s'exerce à partir de l'instauration de la contribution Delalande. Un troisième scénario rend compte de ce cas de figure : en durcissant les conditions d'éligibilité (par exemple, en réduisant  $p$  continûment de 10% à 5%), les pouvoirs publics limitent l'effet de vases communicants. Dans ce cas, la prédiction de

---

<sup>25</sup>Il suffit de supposer que l'accès aux préretraites est bloqué ( $p = 0$ ) pour retrouver exactement les expressions de la section 3.



**Note:** Simulation des effets d'une hausse continue de la contribution Delalande (f2) de 0 à 3 mois de salaire brut sur les composantes du non emploi pour les travailleurs de 50-59 ans (U1: taux de chômage des 50-54 ans; U2: taux de chômage des 55-59 ans; PR: taux de préretraités parmi les 55-59 ans; NE: taux de non emploi pour les 50-59 ans). On considère trois variantes:

- **(a): accès aux préretraites fixe et généreux (p=.1):** la probabilité de devenir éligible pour les préretraites vaut 10% chaque année et reste fixe lors de l'augmentation de la contribution Delalande;
- **(b): accès aux préretraites fixe et modéré (p=.07):** la probabilité de devenir éligible pour les préretraites vaut 7% chaque année et reste fixe lors de l'augmentation de la contribution Delalande;
- **(c): accès aux préretraites contingenté progressivement (p décroissant de .1 à .05):** la probabilité de devenir éligible pour les préretraites vaut 10% chaque année au départ et décroît jusqu'à 5% au fur et à mesure que la contribution Delalande s'accroît.

FIG. 10 – Effet de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 en présence de préretraites

baisse du chômage s'étend au non emploi.

Les enseignements de cette extension du modèle sont clairs et attendus : une politique généreuse d'accès aux préretraites peut contrecarrer les effets de la contribution Delalande sur l'emploi. Le contingentement parallèle des départs en préretraite est nécessaire pour que la baisse du chômage se traduise par une hausse de l'emploi.

## 7 Conclusion

La contribution Delalande, taxe spécifique pour le licenciement de salariés de plus de 50 ans en France, constitue un cas d'étude intéressant des effets de la protection de l'emploi. La diversité des points de vue exprimés par ses promoteurs et ses détracteurs, encore en 2003 à l'occasion du débat parlementaire sur la réforme des retraites, peut s'expliquer par l'existence d'effets nombreux et contradictoires : désincitation au licenciement mais aussi à l'embauche, contribution au financement de l'assurance chômage.

Un modèle d'appariement avec création et destruction endogènes d'emplois a permis de quantifier ces effets contradictoires dans un cadre cohérent. L'analyse s'est concentrée sur le dispositif initial de 1987, qui instaure une taxe de 3 mois de salaire brut pour le licenciement d'un travailleur de plus de 50 ans. L'effet net sur l'emploi s'avère positif : même si le chômage des travailleurs plus jeunes non protégés augmente, cette hausse est plus que compensée par la baisse du chômage après 55 ans. Les ordres de grandeur, s'ils sont à prendre avec prudence, n'en restent pas moins importants : toutes choses égales par ailleurs, l'instauration de la contribution Delalande pourrait avoir réduit le chômage des plus de 55 ans de 2,5 points de pourcentage, le faisant passer de 10,4% à 7,9%.<sup>26</sup> Cette baisse aurait pour contrepartie une hausse beaucoup plus modérée du chômage entre 50 et 54 ans, qui passe de 6,5% à 6,8%. Sous réserve que les conditions aux préretraites aient été par ailleurs durcies, la contribution Delalande aurait donc contribué significativement à l'arrêt de la chute du taux d'emploi des plus de 50 ans en France.

L'analyse met cependant en valeur le rôle important joué par les hypothèses sur les chocs de productivité. Dans l'hypothèse de chocs adverses

---

<sup>26</sup> Ces résultats correspondent à une statique comparative entre deux états stationnaires dans le modèle de référence (voir tableau 3). 10,4% correspond au taux de chômage constaté avant 1987 ; 7,9% est le taux de chômage simulé après introduction de la contribution Delalande, toutes choses égales par ailleurs.

radicaux, les résultats sont remis en cause. Par ailleurs, certains aspects secondaires n'ont pas été pris en compte dans l'analyse. En particulier, on a supposé un marché du travail segmenté entre les travailleurs de 50-54 ans et ceux de plus de 55 ans, avec deux paramètres de tension distincts : une hypothèse alternative serait que les salariés de plus de 50 ans cherchent tous sur un même marché du travail, avec une tension commune. D'autre part, on a négligé le fait que la taxe sur les licenciements réduit le surplus joint lié *ex ante* à l'emploi, ce qui peut désinciter les chômeurs à chercher un emploi. Cependant, ces deux hypothèses jouent un rôle secondaire, en raison de la faiblesse de l'effet indirect et du fait que, à partir de 1992, les chômeurs de plus de 50 ans font l'objet d'une exonération de la taxe. Une autre simplification a consisté à se limiter à deux classes d'âge au sein desquelles les valeurs sont stationnaires. Cela ne permet pas de rendre compte de licenciements qui interviendraient juste avant le seuil d'entrée dans le dispositif (à 54 ans et 11 mois, par exemple). L'effet de licenciement préventif est bien pris en compte, mais sous forme diffuse, à travers toute la catégorie d'âge de 50 à 54 ans. Un découpage en tranches d'âge annuel permettrait peut-être de mieux quantifier cet effet et constitue une extension souhaitable.

Au total, l'approche théorique suivie ici montre les atouts de la contribution Delalande, et, plus généralement, d'une protection de l'emploi différenciée selon ses publics. Elle rejoint là une des suggestions faites récemment par le rapport de Blanchard et Tirole (2003). Elle rappelle en même temps les limites de modèles qui sont amenés à faire des hypothèses peu vérifiables sur la distribution de chocs pour partie au moins non observés.

La prochaine étape est peut-être donc empirique. On n'observe pas en effet, sur la fin des années 1980 et le début des années 1990, la forte décline du chômage prédite pour les travailleurs de plus de 50 ans. Le défi est de comprendre pourquoi.

## Annexes

Les notations utilisées dans le texte sont récapitulées dans le tableau 1.

Paramètre	Définition
Structure générale du modèle	
$u_a$	Taux de chômage (à l'âge $a$ )
$\frac{1}{\eta_a}$	Durée moyenne de la catégorie d'âge $a$
$h_a$	Taux de retour à l'emploi
$NU_a$	Nombre de chômeurs (à l'âge $a$ )
$L_a$	Nombre de personnes en emploi (à l'âge $a$ )
$p$	Proba qu'un emploi devienne éligible à la préretraite
Productivité	
$\lambda$	Taux d'arrivée des chocs de productivité
$\varepsilon$	Qualité idiosyncrasique d'un emploi
$G$	Distribution de $\varepsilon$
$b_a$	Ratio de remplacement
$z_a$	Allocations chômage
$p_a$	Productivité de base de l'emploi
$\sigma_a$	Indicateur de dispersion de la qualité des emplois
Valeurs	
$r$	Taux d'escompte
$W_a, W_a^0, W_a^p$	Valeur d'un emploi pour le travailleur (resp. emploi protégé, non protégé, et éligible aux préretraites)
$U_a$	Valeur d'être au chômage
$J_a, J_a^0, J_a^p$	Valeur d'un emploi pour l'employeur (resp. emploi protégé, non protégé, et éligible aux préretraites)
$J_a^v$	Valeur d'un emploi vacant
$V_f$	Valeur d'être à la retraite
$S_a$	Valeur du surplus lié à un emploi
$\gamma$	Pouvoir de négociation du travailleur
$c$	Coût de postage d'un emploi vacant
$\varepsilon_1$	Seuil de destruction et d'acceptation en période 1
$\varepsilon_2^c, \varepsilon_2^d$	Seuils d'acceptation et de destruction en période 2
$\varepsilon_2^p$	Seuil de destruction d'un emploi éligibles aux préretraites

TAB. 1 – Définition des paramètres

### Annexe A : Création et destruction d'emplois dans le modèle de référence

Pour simplifier la présentation, on se focalise sur les emplois occupés par des salariés d'âge médian. Pour des salariés âgés, la résolution est analogue et légèrement plus simple du fait que l'emploi est systématiquement rompu à l'âge de la retraite.

Des équations de valeur et de la définition du surplus, on tire l'expression du surplus (en omettant  $J_2^v$  qui est nul à l'équilibre de libre entrée) :

$$(1) \quad (r + \lambda + \eta_1)S_1(\varepsilon) = p_1 + \sigma_1\varepsilon - \tau + \lambda \int \max(S_1(x), 0)dG(x) \\ - (r + \eta_1)U_1 + \eta_1 \max(S_2(\varepsilon), 0) - \eta_1 f_2 + \eta_1 U_2$$

La condition de libre entrée  $J_2^v = 0$  et l'équation de valeur d'un poste vacant permettent d'écrire  $\frac{c}{m(\theta_1)} = \int \max(J_1(x), 0)dG(x)$ , ce qui implique, d'après la règle de partage du surplus :

$$(2) \quad \frac{c}{m(\theta_1)} = (1 - \gamma) \int \max(S_1(x), 0)dG(x) \equiv (1 - \gamma)\overline{S}_1$$

Cette équation est l'équation de création (C1).

En utilisant (C1) et l'équation de valeur d'être au chômage, on obtient :

$$(3) \quad (r + \eta_1)U_1 - \eta_1 U_2 = z_1 + \theta_1 m(\theta_1) \gamma \overline{S}_1 = z_1 + \frac{\gamma}{1 - \gamma} c \theta_1$$

La caractérisation du seuil  $\varepsilon_1$  peut alors se réécrire, en utilisant (3) et (1) :

$$p_1 + \sigma_1 \varepsilon_1 - \tau = z_1 + \frac{\gamma}{1 - \gamma} c \theta_1 - \lambda \overline{S}_1 - \eta_1 \max(S_2(\varepsilon_1), 0) + \eta_1 f_2$$

On retrouve l'équation de destruction (D1).

Les expressions de  $\overline{S}_1$  et de  $\max(S_2(\varepsilon_1), 0)$  dépendent de la hiérarchie entre  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2^d$ . On détaille ci-dessous les deux cas possibles.

### Cas des emplois "robustes au vieillissement" :

Pour  $\varepsilon_1 > \varepsilon_2^d$ , on obtient :

$$\max(S_2(\varepsilon_1), 0) = S_2(\varepsilon_1) = \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} (\varepsilon_1 - \varepsilon_2^d)$$

On note par ailleurs que  $S_1'(\varepsilon) = \frac{\sigma_1}{r + \lambda + \eta_1} + \frac{\eta_1}{r + \lambda + \eta_1} \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2}$  d'où on tire, en intégrant par parties :

$$\widetilde{S}_1 = \int_{\varepsilon_1}^{\overline{\varepsilon}} S_1(x) dG(x) = \left( \frac{\sigma_1}{r + \lambda + \eta_1} + \frac{\eta_1}{r + \lambda + \eta_1} \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} \right) \int_{\varepsilon_1}^{\overline{\varepsilon}} (1 - G(x)) dx$$

**Cas des emplois “non robustes au vieillissement” :**

Pour  $\varepsilon_1 \leq \varepsilon_2^d$ , on a  $\max(S_2(\varepsilon_1), 0) = 0$  et, en appliquant la même technique d'intégration par parties :

$$\widehat{S}_1 = \frac{\sigma_1}{r + \lambda + \eta_1} \int_{\varepsilon_1}^{\bar{\varepsilon}} (1 - G(x)) dx + \frac{\eta_1}{r + \lambda + \eta_1} \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} \int_{\varepsilon_2^d}^{\bar{\varepsilon}} (1 - G(x)) dx$$

## Annexe B : Existence et unicité de l'équilibre

L'existence et l'unicité de  $((\varepsilon_2^d)^*, (\varepsilon_2^c)^*, \theta_2^*)$  en deuxième période ne posent pas de problème en notant que (A2) et (C2) définissent deux relations respectivement croissante et décroissante entre  $\varepsilon_2^c$  et  $\theta_2$ .

La difficulté en première période est que le système caractérisant  $\varepsilon_1$  et  $\theta_1$  s'écrit conditionnellement à la hiérarchie de  $\varepsilon_1$  et de  $\varepsilon_2^d$ . Il n'est pas évident *a priori* que système et condition soient cohérents.

Pour  $\varepsilon_1 < \varepsilon_2^d$ , on a un premier système :

$$(\widehat{\Sigma}) \begin{cases} \frac{c}{m(\theta_1)} = (1 - \gamma)\widehat{S}_1(\varepsilon_1) & (\widehat{\Sigma}_1) \\ p_1 + \sigma_1\varepsilon_1 - \tau = z_1 + \frac{\gamma}{1-\gamma}c\theta_1 - \lambda\widehat{S}_1(\varepsilon_1) + \eta_1f_2. & (\widehat{\Sigma}_2) \end{cases}$$

On montre que la première équation définit une relation strictement décroissante entre  $\varepsilon_1$  et  $\theta_1$ , tandis que la seconde équation définit une relation strictement croissante; le système admet donc une unique solution qu'on note  $(\widehat{\varepsilon}_1, \widehat{\theta}_1)$ . Néanmoins, cette solution est un équilibre possible si et seulement si  $\widehat{\varepsilon}_1 \leq \varepsilon_2^d$ .

Pour  $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2^d$ , on a un second système :

$$(\widetilde{\Sigma}) \begin{cases} \frac{c}{m(\theta_1)} = (1 - \gamma)\widetilde{S}_1(\varepsilon_1) & (\widetilde{\Sigma}_1) \\ p_1 + \sigma_1\varepsilon_1 - \tau = z_1 + \frac{\gamma}{1-\gamma}c\theta_1 - \lambda\widetilde{S}_1(\varepsilon_1) - \eta_1\frac{\sigma_2}{r+\lambda+\eta_2}(\varepsilon_1 - \varepsilon_2^d) + \eta_1f_2. & (\widetilde{\Sigma}_2) \end{cases}$$

Ce système admet de la même façon une solution unique  $(\widetilde{\varepsilon}_1, \widetilde{\theta}_1)$ . Néanmoins, cette solution est un équilibre possible si et seulement si  $\widetilde{\varepsilon}_1 \geq \varepsilon_2^d$ .

Pour un jeu donné de paramètres, il existe donc un unique quintuplet  $\widehat{q} = (\widehat{\varepsilon}_1, \widehat{\theta}_1, \varepsilon_2^d, \varepsilon_2^c, \theta_2)$  tel que  $(\varepsilon_2^d, \varepsilon_2^c, \theta_2)$  soit l'équilibre de seconde période et  $(\widehat{\varepsilon}_1, \widehat{\theta}_1)$  vérifie le système  $(\widehat{\Sigma})$ , ainsi qu'un unique quintuplet  $\widetilde{q} = (\widetilde{\varepsilon}_1, \widetilde{\theta}_1, \varepsilon_2^d, \varepsilon_2^c, \theta_2)$  tel que  $(\varepsilon_2^d, \varepsilon_2^c, \theta_2)$  soit l'équilibre de seconde période et  $(\widetilde{\varepsilon}_1, \widetilde{\theta}_1)$  vérifie  $(\widetilde{\Sigma})$ .  $\widehat{q}$  est un équilibre du problème sur les deux périodes si et seulement si  $\widehat{\varepsilon}_1 \leq \varepsilon_2^d$ ; et  $\widetilde{q}$  est un équilibre du problème sur les deux périodes si et seulement si  $\widetilde{\varepsilon}_1 \geq \varepsilon_2^d$ . Pour montrer que la solution du problème existe et est unique, on doit donc montrer que soit  $\widetilde{\varepsilon}_1 = \widehat{\varepsilon}_1 = \varepsilon_2^d$  (les deux quintuplets sont identiques et sont l'unique solution), soit  $\widehat{\varepsilon}_1 < \varepsilon_2^d$  et  $\widetilde{\varepsilon}_1 < \varepsilon_2^d$  ( $\widehat{q}$  est alors l'unique solution), soit  $\widetilde{\varepsilon}_1 > \varepsilon_2^d$  et  $\widehat{\varepsilon}_1 > \varepsilon_2^d$  ( $\widetilde{q}$  est alors l'unique solution).

Examinons d'abord les cas où  $\widetilde{\varepsilon}_1 = \varepsilon_2^d$  ou  $\widehat{\varepsilon}_1 = \varepsilon_2^d$ .

Supposons d'abord que  $\widetilde{\varepsilon}_1 = \varepsilon_2^d$ .  $\widetilde{q}$  est solution du problème. Est-ce la seule ?

On remarque que  $(\tilde{\varepsilon}_1, \tilde{\theta}_1)$  est aussi solution de  $(\hat{\Sigma})$ . Comme  $(\hat{\Sigma})$  admet une solution unique, on en déduit que  $(\tilde{\varepsilon}_1, \tilde{\theta}_1) = (\hat{\varepsilon}_1, \hat{\theta}_1)$ .

Symétriquement, si  $\hat{\varepsilon}_1 = \varepsilon_2^d$ , on note que  $(\hat{\varepsilon}_1, \hat{\theta}_1)$  est aussi la solution de  $(\tilde{\Sigma})$ . On en déduit à nouveau que  $(\tilde{\varepsilon}_1, \tilde{\theta}_1) = (\hat{\varepsilon}_1, \hat{\theta}_1)$ .

Dans les deux cas où  $\tilde{\varepsilon}_1 = \varepsilon_2^d$  ou  $\hat{\varepsilon}_1 = \varepsilon_2^d$ ,  $\hat{q}$  et  $\tilde{q}$  sont identiques ; ils sont alors l'unique équilibre.

Examinons ensuite les cas où  $\tilde{\varepsilon}_1 \neq \varepsilon_2^d$  et  $\hat{\varepsilon}_1 \neq \varepsilon_2^d$ . Montrons par l'absurde que le problème a alors une et une seule solution, en montrant qu'il ne peut pas n'en avoir aucune, ni en avoir deux.

Si ni  $\hat{q}$  ni  $\tilde{q}$  ne sont solution, cela veut dire que  $\tilde{\varepsilon}_1 < \varepsilon_2^d < \hat{\varepsilon}_1$ . Or les équations  $(\tilde{\Sigma}_1)$  et  $(\hat{\Sigma}_1)$  impliquent

$$(4) \quad \frac{c}{m(\tilde{\theta}_1)} - \frac{c}{m(\hat{\theta}_1)} = (1 - \gamma) \left[ \frac{\sigma_1}{r + \lambda + \eta_1} \int_{\tilde{\varepsilon}_1}^{\hat{\varepsilon}_1} (1 - G(x)) dx + \frac{\eta_1}{r + \lambda + \eta_1} \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} \int_{\tilde{\varepsilon}_1}^{\varepsilon_2^d} (1 - G(x)) dx \right].$$

Le terme de droite est alors strictement positif, ce qui implique  $\tilde{\theta}_1 > \hat{\theta}_1$ . Par ailleurs, les équations  $(\tilde{\Sigma}_2)$  et  $(\hat{\Sigma}_2)$  impliquent

$$(5) \quad \underbrace{\frac{\gamma}{1 - \gamma} (\tilde{\theta}_1 - \hat{\theta}_1)}_{\equiv C} = \underbrace{\sigma_1 \left[ (\tilde{\varepsilon}_1 - \hat{\varepsilon}_1) + \frac{\lambda}{r + \lambda + \eta_1} \int_{\tilde{\varepsilon}_1}^{\hat{\varepsilon}_1} (1 - G(x)) dx \right]}_{\equiv A} + \underbrace{\frac{\eta_1 \sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} \left[ (\tilde{\varepsilon}_1 - \varepsilon_2^d) + \frac{\lambda}{r + \lambda + \eta_1} \int_{\tilde{\varepsilon}_1}^{\varepsilon_2^d} (1 - G(x)) dx \right]}_{\equiv B}.$$

On note que  $G(x) \leq 0$  et  $\frac{\lambda}{r + \lambda + \eta_1} < 1$ . Cela implique que le signe de  $A$  est le même que celui de  $(\tilde{\varepsilon}_1 - \hat{\varepsilon}_1)$  : strictement négatif. De même, le signe de  $B$  est le même que celui de  $(\tilde{\varepsilon}_1 - \varepsilon_2^d)$  : strictement négatif. Par conséquent,  $C < 0$ , ce qui est absurde puisqu'on vient de montrer que  $\tilde{\theta}_1 > \hat{\theta}_1$ .

De façon analogue, si  $\hat{q}$  et  $\tilde{q}$  sont tous deux des équilibres du problème, on doit avoir  $\tilde{\varepsilon}_1 > \varepsilon_2^d > \hat{\varepsilon}_1$ . D'après (4), cela implique  $\tilde{\theta}_1 < \hat{\theta}_1$ . Or, d'après (5), on a simultanément  $C = A + B > 0$ . Comme  $C = \frac{\gamma}{1 - \gamma} (\tilde{\theta}_1 - \hat{\theta}_1) < 0$ , c'est absurde.

On a donc montré que le problème a une et une seule solution. Selon les paramètres du modèle, il s'agit de  $\hat{q}$  (quand  $\hat{\varepsilon}_1 \leq \varepsilon_2^d$ ) ou de  $\tilde{q}$  (quand  $\tilde{\varepsilon}_1 \geq \varepsilon_2^d$ ). Dans les simulations effectuées, on observe bien le basculement de l'un à l'autre, en fonction des valeurs prises par  $f_2$ .

## Annexe C : statique comparative de l'équilibre

Les effets de  $f_2$  sont approchés en différentiant le système composé de (C1), (D1), (A2), (C2) et (D2) par rapport à  $f_2$ .  $\tau$  reste supposé exogène.

On procède en deux étapes en utilisant la structure récursive du modèle et en différentiant d'abord (A2), (C2) et (D2). Après calculs, on obtient :

$$\begin{aligned}\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2} &= \frac{1}{\sigma_2} \frac{(r + \lambda + \eta_2)\lambda G(\varepsilon_2^d)}{r + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}\theta_2^{1-\eta}(1 - G(\varepsilon_2^c))} > 0, \\ \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2} &= -\frac{1}{\sigma_2} \frac{(r + \lambda + \eta_2)(r + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}\theta_2^{1-\eta}(1 - G(\varepsilon_2^c)))}{r + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}\theta_2^{1-\eta}(1 - G(\varepsilon_2^c))} < 0, \\ \frac{d\theta_2}{df_2} &= \frac{1}{\eta c} \frac{(1 - \gamma)\theta_2^{1-\eta}\lambda G(\varepsilon_2^d)(1 - G(\varepsilon_2^c))}{r + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}\theta_2^{1-\eta}(1 - G(\varepsilon_2^c))} > 0.\end{aligned}$$

Les signes de ces expressions impliquent bien un plus faible taux de séparation et un plus faible taux de retour à l'emploi.

Il est intéressant de regarder les limites de ces expressions au moment de la mise en place de la contribution ( $\varepsilon_2^c = \varepsilon_2^d$ ) dans un marché caractérisé par une très faible mobilité entre emploi et chômage (à la limite,  $\theta_2 \rightarrow 0$  et  $\varepsilon_2^d \rightarrow 0$ ). Dans ces conditions :

$$\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2} \rightarrow 0, \quad \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2} \rightarrow -(r + \lambda + \eta_2), \quad \frac{d\theta_2}{df_2} \rightarrow 0.$$

On constate que la faible mobilité qui caractérise le marché des travailleurs âgés en France au moment de l'instauration de la contribution Delalande en 1987 tend à magnifier les effets de rétention ( $\frac{d\varepsilon_2^d}{df_2}$  est élevé en valeur absolue) et à minimiser les effets indirects préventifs ( $\frac{d\varepsilon_2^c}{df_2}$  et  $\frac{d\theta_2}{df_2}$  sont faibles).

En première période, dans le cas  $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2^d$ , on obtient :

$$\begin{aligned}\frac{d\varepsilon_1}{df_2} &= \frac{(r + \lambda + \eta_1)(r + \lambda + \eta_2)}{(\sigma_1(r + \lambda + \eta_2) + \sigma_2\eta_1)D} \eta_1 \lambda G(\varepsilon_2^d) > 0, \\ \frac{d\theta_1}{df_2} &= -\frac{(1 - \gamma)\theta_1^{1-\eta_1}(1 - G(\varepsilon_1))}{\eta c D} \eta_1 \lambda G(\varepsilon_2^d) < 0,\end{aligned}$$

où  $D = (r + \lambda G(\varepsilon_1) + \eta_1 + \frac{\gamma}{\eta}\theta_1^{1-\eta_1})(r + \lambda G(\varepsilon_2^d) + \eta_2 + \frac{\gamma}{\eta}\theta_2^{1-\eta_2}(1 - G(\varepsilon_2^c)))$ .

L'effet sur les créations d'emploi et les destructions d'emploi est défavorable. Proportionnel à  $\lambda G(\varepsilon_2^d)$ , il est d'autant plus faible que le taux de séparation en deuxième période est faible. Ce résultat confirme l'intuition

que, dans le cas  $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2^d$  où les emplois sont “robustes au vieillissement”, la hausse de la contribution Delalande n’a qu’un effet très indirect sur les salariés plus jeunes. Le surcoût qu’elle induit est en effet pondéré par la probabilité qu’un choc de productivité intervienne quand le salarié est âgé, et que ce choc soit suffisamment défavorable pour provoquer la séparation.

Dans le cas  $\varepsilon_1 < \varepsilon_2^d$ , on obtient

$$\begin{aligned} \frac{d\varepsilon_1}{df_2} &= \frac{\eta_1}{\sigma_1} \frac{r + \lambda + \eta_1 - \left(\frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta} - \lambda\right) (1 - G(\varepsilon_2^d)) \Delta}{r + \lambda G(\varepsilon_1) + \eta_1 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta}}, \\ \frac{d\theta_1}{df_2} &= -\frac{(1-\gamma)\theta_1^{1-\eta}}{\eta c} \frac{\eta_1}{r + \lambda + \eta_1} * \\ &\quad \frac{(r + \lambda + \eta_1)(1 - G(\varepsilon_1)) + (1 - G(\varepsilon_2^d)) \left(r + \lambda + \eta_1 + G(\varepsilon_1) \frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta}\right) \Delta}{r + \lambda G(\varepsilon_1) + \eta_1 + \frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta}}, \end{aligned}$$

avec  $\Delta = \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2} \frac{d\varepsilon_2^d}{df_2}$ .

En notant que  $|\Delta| < 1$ , on vérifie que  $\frac{d\varepsilon_1}{df_2} > 0$ . Il faut par ailleurs poser une condition sur  $|\Delta|$  pour que  $\frac{d\theta_1}{df_2} < 0$  :

$$|\Delta| < \frac{(r + \lambda + \eta_1)(1 - G(\varepsilon_1))}{(1 - G(\varepsilon_2^d)) \left(r + \lambda + \eta_1 + G(\varepsilon_1) \frac{\gamma}{\eta} \theta_1^{1-\eta}\right)}.$$

Le terme de gauche étant proche de 1 (et d’autant plus élevé que  $\varepsilon_1 < \varepsilon_2^d$ ), et  $|\Delta|$  étant strictement inférieur à 1, cette condition est vraisemblablement remplie. On vérifie que c’est le cas sur les simulations réalisées.

Pour parvenir à une approximation linéaire de l’effet de l’instauration de la contribution Delalande, il faut tenir compte du fait que le montant de celle-ci est indexé sur les salaires, qui sont ici endogènes. On montre, après calculs, qu’à l’équilibre initial défini par les équations (D2) (ou de façon ici équivalente (A2)) et (C2) le niveau des allocations chômage dépend des paramètres du modèle de la façon suivante :

$$z_2 = \frac{b_2 \gamma}{1 - b_2} \frac{h_2^0 + r + s + \eta_2}{r + \lambda + \eta_2} E(\varepsilon - \varepsilon_2^d / \varepsilon > \varepsilon_2^d).$$

A partir de l’expression de  $\frac{d\varepsilon_2^d}{df_2}$  ci-dessus, et en posant  $df_2 = \alpha_f z_2$ , on en

déduit :

$$ds_2 = -\lambda\gamma\alpha_f \frac{b_2}{1-b_2} \frac{(r + \frac{\gamma}{\eta}h_2 + \eta_2 + s_2^0)(r + h_2^0 + \eta_2)}{\frac{\gamma}{\eta}h_2^0 + r + s_2^0 + \eta_2} g(\varepsilon_2^d) E(\varepsilon - \varepsilon_2^d/\varepsilon > \varepsilon_2^d).$$

Lorsque la condition d'Hosios est vérifiée ( $\gamma = \eta$ ), cette expression se simplifie en :

$$ds_2 = -\lambda\gamma\alpha_f \frac{b_2}{1-b_2} (r + h_2^0 + \eta_2) g(\varepsilon_2^d) E(\varepsilon - \varepsilon_2^d/\varepsilon > \varepsilon_2^d).$$

## Annexe D : introduction des préretraites

Cette annexe présente les hypothèses et les grandes lignes de la résolution du modèle de la section 6.1, qui introduit les préretraites. Les preuves détaillées de la résolution sont obtenues sur le modèle de l'annexe A. On se focalise sur la seconde période où interviennent les principales modifications par rapport au modèle initial.<sup>27</sup>

En deuxième période, les préretraites sont introduites comme un état supplémentaire, qui vient s'ajouter à ceux de l'emploi et du chômage. A la différence du chômeur, on suppose que le préretraité ne peut plus trouver d'emploi : il ne sort de préretraite que pour partir en retraite. En attendant, il touche une allocation  $z_p$  supposée plus généreuse que l'allocation chômage :  $z_p > z_2$ . Par ailleurs, au moment du départ en préretraite, l'entreprise paie une contribution au financement  $f_p$  de cette indemnité, mais cette contribution reste moins coûteuse que la contribution Delalande :  $f_p < f_2$ . Du point de vue privé de l'employeur et du salarié, le départ en préretraite peut donc être plus avantageux que le licenciement. Mais cela repose sur des subventions publiques aux préretraites qui ne sont pas toujours disponibles. Dans la réalité, l'Etat a un pouvoir discrétionnaire (dans le cadre des négociations de préretraites AS-FNE) d'accorder ou non l'accès aux préretraites. On modélise ce pouvoir discrétionnaire comme un aléa : avec une probabilité  $p$ , un emploi de seconde période devient éligible pour un départ en préretraite. C'est irréversible. Il faut par conséquent distinguer deux types d'emplois : ceux qui sont éligibles pour un départ en préretraite, et ceux qui ne le sont pas. Ces deux états (emploi éligible et non éligible) sont représentés, avec les préretraites et le chômage, sur la figure 9.

Parmi les emplois non éligibles, il convient, comme dans le modèle initial, de distinguer ceux qui sont récents et ne sont pas encore protégés par la contribution Delalande, et ceux qui sont anciens et sont protégés. Comme précédemment, on note  $J_2^0(\varepsilon)$  et  $J_2(\varepsilon)$  (respectivement  $W_2^0(\varepsilon)$  et  $W_2(\varepsilon)$ ) leurs valeurs pour l'entreprise (respectivement pour le travailleur).  $U_2$  représente la valeur d'être au chômage pour le travailleur, et  $J_2^v$  la valeur d'un emploi vacant pour l'entreprise. On introduit également les valeurs, pour l'entreprise et le salarié, d'un emploi éligible aux préretraites, que l'on note  $J_2^p(\varepsilon)$  et  $W_2^p(\varepsilon)$ . Enfin, on note  $W_p$  la valeur pour le travailleur d'être en préretraite.

---

<sup>27</sup>C'est-à-dire le modèle de la section 3, détaillé en annexe A.

Les équations valeur se complètent donc de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
rJ_2^0(\varepsilon) &= p_2 + \sigma_2\varepsilon - \tau - w_2^0(\varepsilon) + \lambda \int (\max(J_2(x), J_2^v - f_2) - J_2^0(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + p(\max(J_2^p(\varepsilon), J_2^v - f_p) - J_2^0(\varepsilon)) + \eta_2(J_2^v - J_2^0(\varepsilon)), \\
rJ_2(\varepsilon) &= p_2 + \sigma_2\varepsilon - \tau - w_2(\varepsilon) + \lambda \int (\max(J_2(x), J_2^v - f_2) - J_2(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + p(\max(J_2^p(\varepsilon), J_2^v - f_p) - J_2(\varepsilon)) + \eta_2(J_2^v - J_2(\varepsilon)), \\
rJ_2^p(\varepsilon) &= p_2 + \sigma_2\varepsilon - \tau - w_2^p(\varepsilon) + \lambda \int (\max(J_2^p(x), J_2^v - f_p) - J_2^p(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + \eta_2(J_2^v - J_2^p(\varepsilon)), \\
rJ_2^v &= -c + m(\theta_2) \int (\max(J_2^0(x), J_2^v) - J_2^v)dG(x).
\end{aligned}$$

Pour le travailleur,

$$\begin{aligned}
rW_2^0(\varepsilon) &= w_2^0(\varepsilon) + \lambda \int (\max(W_2(x), U_2) - W_2^0(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + p(\max(W_2^p(\varepsilon), W_p) - W_2^0(\varepsilon)) + \eta_2(V_f - W_2^0(\varepsilon)), \\
rW_2(\varepsilon) &= w_2(\varepsilon) + \lambda \int (\max(W_2(x), U_2) - W_2(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + p(\max(W_2^p(\varepsilon), W_p) - W_2(\varepsilon)) + \eta_2(V_f - W_2(\varepsilon)), \\
rW_2^p(\varepsilon) &= w_2^p(\varepsilon) + \lambda \int (\max(W_2^p(x), W_p) - W_2^p(\varepsilon))dG(x) \\
&\quad + \eta_2(V_f - W_2^p(\varepsilon)), \\
rW_p &= z_p + \eta_2(V_f - W_p), \\
rU_2 &= z_2 + \theta_2 m(\theta_2) \int (\max(W_2^0(x), U_2) - U_2) + \eta_2(V_f - U_2).
\end{aligned}$$

Pour comparer les taux de licenciement et les taux de départ en préretraite, il faut comparer les surplus des deux types d'emploi, éligibles et non éligibles aux préretraites. On les note  $S_2^p(\varepsilon)$  et  $S_2(\varepsilon)$ , et ils valent

$$\begin{aligned}
S_2^p(\varepsilon) &= W_2^p(\varepsilon) + J_2^p(\varepsilon) - W_p - J_2^v + f_p, \\
S_2(\varepsilon) &= W_2(\varepsilon) + J_2(\varepsilon) - U_2 - J_2^v + f_2.
\end{aligned}$$

Les productivités de réservation  $\varepsilon_2^p$  et  $\varepsilon_2^d$ , en deçà desquels les emplois sont détruits (par départ en préretraite ou par licenciement), sont caractérisées par :

$$\begin{aligned}
S_2^p(\varepsilon_2^p) &= 0, \\
S_2(\varepsilon_2^d) &= 0.
\end{aligned}$$

De la même façon que dans la section 3, en utilisant les équations valeur et

la condition de libre entrée, on en déduit :

$$p_2 + \sigma_2 \varepsilon_2^p - \tau = z_p - (r + \eta_2) f_p - \lambda \overline{S_2^p}, \quad (P'_2)$$

$$p_2 + \sigma_2 \varepsilon_2^d - \tau = z_2 + \frac{\gamma}{1-\gamma} c \theta_2 - \lambda \overline{S_2} - (r + \eta_2 + p) f_2 + p f_p \quad (D'_2) \\ - \frac{p}{r+\eta_2} (z_p - z_2 - \frac{\gamma}{1-\gamma} c \theta_2),$$

où  $\overline{S_2^p} = \frac{\sigma_2}{r+\lambda+\eta_2} \int_{\varepsilon_2^p} (1-G(x)) dx$  et  $\overline{S_2} = \frac{\sigma_2}{r+\lambda+\eta_2+p} \left( \int_{\varepsilon_2^d} (1-G(x)) dx + \frac{p}{r+\lambda+\eta_2} \int_{\varepsilon_2^p} (1-G(x)) dx \right)$ .

L'équation d'acceptation des emplois reste quasi inchangée :

$$(A'_2) \quad \sigma_2 \varepsilon_2^c = \sigma_2 \varepsilon_2^d + (r + \lambda + \eta_2 + p) f_2.$$

L'expression exacte de l'équation de création des emplois dépend de la hiérarchie entre  $\varepsilon_2^c$  et  $\varepsilon_2^p$ , qui n'est déterminée qu'en résolvant le modèle. Les simulations envisagent les différents cas ; pour rester concret, on se situe ici dans le cas où  $\varepsilon_2^c < \varepsilon_2^p$ , et on obtient :

$$(C'_2)$$

$$\frac{c}{m(\theta_2)} = (1-\gamma) \frac{\sigma_2}{r + \lambda + \eta_2 + p} \left( \int_{\varepsilon_2^c} (1-G(x)) dx + \frac{p}{r + \lambda + \eta_2} \int_{\varepsilon_2^p} (1-G(x)) dx \right).$$

Les quatre équations  $(P'_2)$ ,  $(D'_2)$ ,  $(A'_2)$  et  $(C'_2)$  caractérisent l'équilibre de deuxième période. Elles déterminent quatre inconnues :  $\varepsilon_2^c$ ,  $\varepsilon_2^d$ ,  $\varepsilon_2^p$  et  $\theta_2$ . A partir de ces quatre inconnues se déterminent les autres grandeurs. On peut ensuite résoudre l'équilibre de première période, comme dans le modèle initial. On suppose que  $\tau$  est fixé de façon exogène (dans les simulations, il est choisi pour garantir l'équilibre budgétaire avant l'instauration de la contribution Delalande). La probabilité d'accès aux emplois éligibles aux préretraites,  $p$ , est également exogène. On note que lorsqu'elle vaut 0, on retrouve exactement le modèle initial.

Le modèle est étalonné de façon à rendre compte du flux d'entrée en préretraites observé avant 1987 ; un sixième paramètre est pour cela laissé libre :  $f_p$ .

Les simulations sont ensuite effectuées en faisant varier  $f_2$  et en résolvant numériquement l'équilibre pour chaque valeur de  $f_2$ . On distingue trois scénarii pour la probabilité d'accès aux emplois éligibles aux préretraites,  $p$ . Dans les deux premiers,  $p$  reste fixé lorsque la contribution Delalande augmente. On choisit deux valeurs qui indiquent un accès plus ou moins généreux aux préretraites :  $p = .07$  ou  $p = .1$ . Dans un dernier scénario,

on suppose que la progression linéaire de la contribution Delalande (de 0 à 3 mois de salaire brut) s'accompagne d'un mouvement symétrique de la probabilité d'accéder aux emplois éligibles, qui diminue linéairement de .1 à .05.

## Références

- [1] P. Aubert et B. Crépon. La productivité des salariés âgés : Une tentative d'estimation. *Economie et statistique*, (366) :95–119, 2003.
- [2] L. Behaghel, B. Crépon, et B. Sédillot. Contribution Delalande et transitions sur le marché du travail. *Economie et Statistique*, (372) :61–88, 2004.
- [3] L. Behaghel et N. Greenan. Training and age-biased technical change : Evidence from french micro data. *Document de travail du CREST*, (2005-06), 2005.
- [4] O. Blanchard et P. Diamond. The aggregate matching function. In P. Diamond, editor, *Productivity, Growth and Unemployment*, pages 159–201, Cambridge MA, 1990. MIT Press.
- [5] O. Blanchard et A. Landier. The perverse effects of partial labor market reform : Fixed duration contracts in France. *Economic Journal*, 112 :F214–244, 2002.
- [6] O. Blanchard et J. Tirole. *Protection de L'emploi et Procédures de Licenciement*. Rapport Au Conseil D'analyse Économique. La documentation française, Paris, 2003.
- [7] C. Blanchet et P. Marioni. L'activité après 55 ans : évolutions récentes et éléments de perspective. *Economie et statistique*, (300) :105–119, 1996.
- [8] A. Bommier, T. Magnac, et M. Roger. Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques. *Revue française d'économie*, 16(1) :79–124, 2001.
- [9] A. Bommier, T. Magnac, et M. Roger. Le marché du travail à l'approche de la retraite entre 1982 et 1999, évolutions et évaluations. *Revue française d'économie*, 18(1) :24–82, 2003.
- [10] P. Cahuc et F. Malherbet. Unemployment compensation finance and labor market rigidity. *Journal of Public Economics*, 88(3-4) :481–501, 2004.
- [11] P. Cahuc et F. Postel-Vinay. Temporary jobs, employment protection and labor market performance. *Labour Economics*, 9 :63–91, 2002.
- [12] P. Cahuc et A. Zylberberg. Job protection, minimum wage and unemployment. *Document de travail du CREST*, (38), 1999.
- [13] D. Fougère et D. Margolis. Moduler les cotisation employeurs à l'assurance chômage : Les expériences de bonus-malus aux Etats-Unis. *Revue française d'économie*, 15 :3–76, 2000.

- [14] P. Gassman. Pour la suppression de la contribution delalande. Rapport à la Chambre de commerce et d'industrie de Paris (CCIP), adopté par l'Assemblée générale du 12 avril 2001.
- [15] D. Goux, E. Maurin, et M. Pauchet. Fixed-term contracts and the dynamics of labour demand. *European Economic Review*, 45(3) :533–552, 2001.
- [16] A. Hosios. On the efficiency of matching and related models of search and unemployment. *Review of Economic Studies*, 57 :279–298, 1990.
- [17] D. Mortensen et C. Pissarides. Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *Review of Economic Studies*, 61(23) :397–415, 1994.
- [18] D. Mortensen et C. Pissarides. Unemployment responses to 'skill-biased' technology shocks : The role of labour market policy. *Economic Journal*, 109(455) :242–265, 1999.
- [19] C. Pissarides. *Equilibrium Unemployment Theory*. MIT Press, Cambridge MA, 2nd edition, 2000.
- [20] G. Rocheteau. Balanced-budget rules and indeterminacy of the equilibrium unemployment rate. *Oxford Economic Papers*, 51 :399–409, 1999.
- [21] Sénat. Rapport au nom de la commission des affaires sociales sur la proposition de loi, adoptée par l'Assemblée nationale, tendant à limiter les licenciements des salariés de plus de cinquante ans, par monsieur Louis Souvet. 1999. Annexe au procès-verbal de la séance du 26 janvier 1999.