

Réduction des charges patronales en France : Quels effets sur l'emploi et la productivité ?

Une approche structurelle

ARNAUD CHÉRON

Cepremap & GAINS (Université du Maine)
acheron@univ-lemans.fr

JEAN-OLIVIER HAIRAUT

Cepremap & EUREQua (Université de Paris 1) & IUF
joh@univ-paris1.fr

FRANÇOIS LANGOT *

Cepremap & GAINS (Université du Maine)
flangot@univ-lemans.fr

13 décembre 2004

* Adresse : Cepremap, 142 rue du Chevaleret, 75013 Paris. Cette recherche a été financée par le Ministère de l'Emploi et de la Solidarité, dans le cadre d'un contrat MiRe-Cepremap. Nous remercions F. Postel-Vinay et J.M Robin pour leur aide précieuse et P.Y. Steunou pour sa collaboration, ainsi que les participants au colloque de la SED (Paris) et aux séminaires de la Direction de la Prévision (Séminaire Fourgeaud), du Delta, du marché du travail d'EUREQua et de Macroéconomie de Toulouse. Nous remercions également S. Carcillo, notre rapporteur lors du séminaire Fourgeaud.

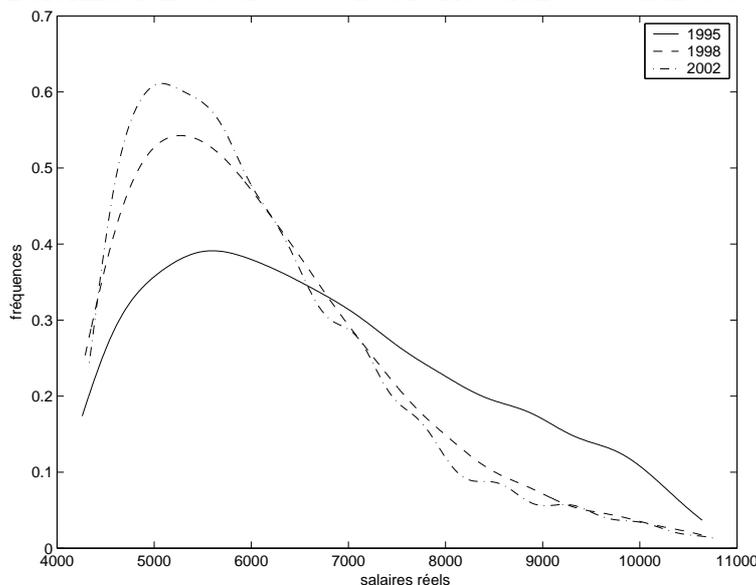
Résumé

Nous proposons une maquette du marché du travail français à temps complet sur le segment des moins qualifiés, tenant compte des interdépendances entre offre et demande de travail et dans laquelle les distributions de salaire et de productivité sont endogènes, résultat d'un jeu stratégique entre entreprises. La reproduction de la distribution observée des salaires nous permet d'identifier précisément les paramètres structurels liés à la fonction de production et au comportement d'investissement en capital humain. Nous montrons que la politique d'exonération des charges patronales décidée en 1995 et 1996 aurait permis de diminuer le chômage des non-qualifiés de 2 points. Parce que cette baisse du coût du travail entraîne plus de créations de postes et donc de concurrence entre les firmes pour attirer les travailleurs et parce qu'elle ne concerne que la frange inférieure de la distribution des salaires, la qualité moyenne des postes de travail dans l'économie est détériorée, diminuant la productivité moyenne du travail. Si cet effet est cependant plus que compensé par la forte augmentation de l'emploi, ce qui se traduit par une augmentation de la production, sa prise en compte remet en cause l'appréciation positive généralement dressée au regard d'indicateurs de surplus budgétaires. Toutefois, la réforme implémentée apparaît comme un bon compromis entre une baisse du coût du travail ciblée au niveau du Smic et une réduction uniforme sur l'ensemble des salaires des non-qualifiés, même si une réforme utilisant la même enveloppe budgétaire ex-ante sur un intervalle plus large (jusqu'à 1,4 fois le Smic) est plus efficace en gérant mieux le dilemme entre emploi et productivité.

Introduction

La politique de réduction des charges patronales a pour ambition depuis le milieu des années 1990 de diminuer le niveau du chômage sans ouvrir vers le bas l'éventail des rémunérations des salariés. Beaucoup de travaux économétriques en France ont cherché à évaluer l'efficacité de cette politique sur l'emploi (Kramarz et Philippon [2001], Crépon et Desplatz [2001] et Laroque et Salanié [2000]), les évaluations allant de 100000 à 450000 emplois. Au-delà du coût d'opportunité d'un emploi créé, une dégradation potentielle de la productivité a été évoquée comme limite de cette stratégie (Malinvaud [1998] et INSEE [2002]). Notre travail a pour objectif d'étudier l'impact des exonérations de charges patronales sur l'emploi, mais également sur le niveau de la productivité, à travers l'indicateur de la production.

FIG. 1 – Déformation observée de la distribution des salaires des ouvriers



Parce que les exonérations portent sur le segment le plus bas de l'échelle des salaires, elles peuvent modifier l'allocation des ressources vers ces postes (les *bad jobs*). La figure 1 suggère, sur la base de l'Enquête Emploi, que ce phénomène de report vers les postes les moins bien rémunérés s'est bien produit¹.

Ce changement dans la distribution des salaires s'est-il accompagné d'une dégradation de la productivité moyenne? Si les postes de travail ont des ni-

¹L'échantillon ne retient que les ouvriers travaillant à temps plein, population de référence choisie lors de la calibration du modèle.

veaux de productivité différents et donnés, dans un monde de concurrence parfaite, où salaire et productivité s'égalisent, il est à craindre que cette dégradation soit effective par un pur effet composition. Mais le simple fait de modifier à la baisse ses offres de salaire ne conduit-il pas les entreprises à réviser également à la baisse leur politique de formation, les stratégies salariales des firmes se répercutant alors sur la productivité ? On peut également craindre que la baisse du coût du travail entraîne plus de concurrence sur le marché du travail, et donc plus de rotations anticipées de la main d'oeuvre, et en cela décourage là encore les investissements en capital humain spécifique des entreprises. Comment mesurer ces effets potentiels ? Notre stratégie dans ce papier est d'adopter une approche structurelle permettant d'identifier les comportements sur le marché du travail qui concourent à déterminer la distribution des salaires et des productivités.

Nous nous inscrivons dans la lignée de Mortensen [2002], et plus généralement des travaux précédents de Burdett et Mortensen [1998]² qui propose un modèle d'offre de salaire où stratégies salariales et investissements en capital humain spécifique des firmes sont interdépendants. Il obtient une distribution des productivités de façon *endogène*, toutes les entreprises étant ex-ante homogènes. Le salaire offert détermine la durée espérée d'un poste de travail et donc le rendement des investissements de l'entreprise : par exemple, un salaire versé relativement faible comporte un risque élevé que le salarié accepte une offre plus intéressante ; dans ce cas, l'effort de formation sera faible. Un report sur les bas salaires pourrait donc, par un effet de composition, se traduire par une baisse de la productivité moyenne dans l'économie.

Cette vision du marché du travail mettant en avant les liens entre distributions des salaires et de la productivité a récemment reçu de nombreuses validations empiriques. Concernant la France, Bontemps, Robin et van den Berg [1999] ont montré que la distribution observée des salaires ne pouvait s'expliquer qu'en prenant en compte une dispersion de la productivité parmi les salariés. En outre, pour les moins qualifiés d'entre eux, la productivité spécifique à l'entreprise semble devoir être privilégiée aux dépens du capital humain général (Postel-Vinay et Robin [2002]) : sa distribution expliquerait 50% de la variance des salaires l'autre moitié étant expliquée par le jeu de

²Les travaux de Butters [1977], Burdett et Judd [1983], Mortensen [1990] puis Burdett et Mortensen [1998] ont permis de montrer comment il était possible de déterminer une distribution d'offre de salaires non-dégénérée même dans le cas où les entreprises et les offreurs de travail sont identiques. Leur apport est d'avoir formulé un jeu non-coopératif entre les entreprises permettant d'engendrer des offres de salaire différenciées. Ces entreprises disposent d'un pouvoir de monopsonne en offrant des salaires non-négociables aux employés.

différenciation salariale³. Parce que l'hétérogénéité du capital physique ne semble pas pouvoir rendre compte de ces caractéristiques (voir Mortensen [2002] et Robin et Roux [2002]), nous nous concentrons dans cet article sur l'accumulation du capital humain spécifique. Ces résultats suggèrent en outre une stratégie d'identification de l'élasticité de la productivité par rapport au capital humain, paramètre crucial du modèle que nous proposons : les choix d'investissement en capital humain spécifique doivent générer une dispersion des productivités capable de reproduire la distribution observée des salaires.

Parallèlement à cette littérature sur la détermination de la distribution des salaires, des modèles où entreprises et employés sont engagés simultanément dans un processus coûteux de recherche ont été développés : ce sont les modèles d'appariement. Le manuel de Pissarides [1990] dresse un état complet de cette littérature : il indique comment les coûts intertemporels de gestion de la main d'oeuvre affectent les créations d'emploi. L'apport de cette modélisation est d'introduire des externalités dans les coûts d'embauche : plus le nombre de firmes désirant embaucher est grand, plus il sera difficile pour une firme particulière de pourvoir son poste vacant, mais plus il y a d'offreurs de travail, plus cela sera rapide.

Mortensen [2000] montre comment il est possible de faire une synthèse entre ces deux types de littérature, modèles d'offre de salaire et d'appariement⁴. Ces modélisations permettent en particulier de bien spécifier les arbitrages intertemporels sous-jacents à la formation de la demande et de l'offre de travail. Ceci est intéressant dans une perspective d'évaluation comparée des politiques d'emploi car les comportements d'offre et de demande de travail inter-agissent alors fortement. En outre, le salaire offert n'est pas le seul déterminant de la durée espérée d'un emploi : le taux d'emplois vacants affecte également la probabilité avec laquelle les employés reçoivent des offres de salaires supérieurs. C'est pourquoi la politique d'exonérations des charges patronales en abaissant le coût du travail peut également entraîner une baisse de la productivité des postes de travail, au-delà d'un simple effet de composition.

Relativement aux modèles de Bontemps et al. [1999] et Postel-Vinay et Robin [2002], ce cadre, où salaires, productivités et nombre de postes créés sont endogènes, est alors plus approprié à l'évaluation de politiques économiques. Le système politico-social, au-delà de son objectif premier de

³Abowd et Kramarz [2000] montrent également que, pour des caractéristiques individuelles identiques, les employés ont des rémunérations différentes, ce qui suggère que les inégalités salariales sont en grande partie dues aux spécificités des entreprises (différences de productivité et de politique salariale).

⁴Ce cadre théorique est apparu comme particulièrement performant pour expliquer la distribution des salaires au Danemark (voir Rosholm et Svarer [2000]).

réduction des inégalités, tire son efficacité d'un mécanisme de coordination des stratégies individuelles des entreprises. Spontanément, ces dernières ont en effet tendance à s'engager dans une concurrence à la baisse des salaires qui s'accompagne de façon concomitante d'une formation et d'une productivité faibles, ainsi que de coûts de rotation élevés. C'est pourquoi borner le bas de la distribution des salaires par un salaire minimum n'est pas nécessairement inefficace en termes de production. En diminuant le postage d'emplois vacants, l'existence d'un salaire minimum réduit les rotations sur le marché du travail et rend les investissements en capital humain plus rentables parce que la longévité des postes de travail est plus grande. Cet effet (positif) sur la productivité domine-t-il alors l'effet (négatif) sur l'emploi ? Nous nous proposons d'étudier les effets conjoints sur l'emploi et la productivité, en adoptant un critère de production, de l'existence d'un salaire minimum et des politiques d'allègements de charges patronales visant à diminuer le coût du travail. Les exonérations de charges peuvent naturellement avoir des effets sur le taux d'emplois vacants et donc sur la durée espérée des postes de travail. Parce qu'elles ne touchent que les postes de travail les moins rémunérés (entre 1 et 1,33 fois le smic), elles peuvent également biaiser l'allocation des ressources vers les postes offrant les salaires et les productivités les plus faibles. C'est pourquoi il nous semble particulièrement important d'évaluer sous l'angle plus large de la production les conséquences de ces politiques d'allègement de charges patronales.

A cette fin, nous estimons, par la méthode des moments simulés, une maquette du marché du travail des non-qualifiés sur la base de l'économie française. Nous vérifions en particulier que nous reproduisons fidèlement la distribution des salaires avant la réforme 1995-96. Ce point est crucial parce qu'il donne une pertinence empirique à notre modélisation de la formation en capital humain spécifique qui n'est pas quant à elle directement observable. Cette dernière capte non seulement les formations explicites, mais également les investissements plus continus et plus implicites prodigués par la gestion des ressources humaines. Nous déterminons alors le niveau optimal du Smic comme situation de référence. Le niveau actuel du Smic a-t-il plus d'inconvénients que d'avantages en termes de production nette, ie. les pertes d'emplois sont-elles plus importantes que les gains en termes de productivité ? Il faut souligner que ce niveau optimal est recherché dans un environnement où nous introduisons deux types de chômeurs, de long terme et de court terme, afin de révéler de façon réaliste les salaires de réservation qui déterminent en retour les marges de manoeuvre en matière de baisse potentielle du Smic. Il s'avère qu'une baisse d'environ 10% permettrait d'atteindre le maximum de production.

Nous montrons ensuite que la politique d'exonération des charges pa-

tronales mise en place en 1995 et en 1996 aurait permis de diminuer le chômage des non-qualifiés de 2 points. Parce que cette baisse du coût du travail entraîne des rotations plus nombreuses et parce qu'elle ne concerne que la frange inférieure de la distribution des salaires, la qualité moyenne des postes de travail dans l'économie est détériorée, diminuant la productivité moyenne du travail. Cet effet est cependant plus que compensé par la forte augmentation de l'emploi, ce qui se traduit par une augmentation de la production nette. C'est pourquoi la réforme apparaît comme un bon compromis entre une baisse du coût du travail ciblée au niveau du Smic et une réduction uniforme sur l'ensemble des salaires des non-qualifiés, même si une réforme utilisant la même enveloppe budgétaire ex-ante sur un intervalle plus large (jusqu'à 1,4 fois le Smic) apparaît plus efficace en gérant mieux le dilemme entre emploi et productivité.

La première section est consacrée à une présentation du modèle, tandis que la section suivante propose les principes de calibration, d'estimation et d'évaluation des performances du modèle. Les résultats de politique économique sont présentés dans la dernière section.

1 Le modèle théorique

Notre modélisation est basée sur deux mécanismes essentiels : d'une part le jeu entre les entreprises permettant de déterminer une distribution endogène des salaires et des productivités, et d'autre part, les comportements de recherche sur le marché du travail dont on déduit les comportements de participation, *i.e.* pour les entreprises le nombre de création de postes et pour les offreurs de travail le nombre de retour vers l'emploi.

Toutes les firmes sont supposées ex-ante homogènes ainsi que tous les travailleurs. Sur le marché du travail, des frictions existent : les travailleurs ne peuvent pas profiter de tous les salaires offerts (information incomplète). Les postes de travail étant identiques, un offreur de travail accepte le mieux rémunéré parmi l'ensemble des offres de salaire qu'il reçoit. Ainsi, si l'offreur de travail est au chômage, il acceptera toute offre lui assurant un revenu supérieur à l'inactivité, alors que s'il est employé, il n'acceptera une offre que si celle-ci correspond à un salaire plus élevé. L'offre de travail est alors croissante avec le salaire offert. Ce résultat provient de façon cruciale du fait que les salariés ont la possibilité de passer d'un emploi à un autre emploi sans transiter par le chômage. Dans ce cas, les salaires versés déterminent autant de salaires de réserve pour les employés : ces derniers sont prêts à accepter toute offre supérieure à leur salaire. C'est pourquoi le salaire offert par une entreprise détermine la probabilité de trouver un travailleur, ainsi que

celle de débauchage par une autre firme de ce travailleur une fois qu'il sera trouvé. Dans un monde où il est coûteux de chercher des offreurs de travail, offrir un salaire faible c'est donc s'exposer à des coûts de recrutement élevés. Il existe alors une distribution de salaire d'équilibre dans laquelle chaque niveau de salaire donne le même profit intertemporel, rente instantanée et coût de recrutement futurs s'équilibrant.

1.1 Les flux sur le marché du travail

Différents types de flux co-existent sur le marché du travail : d'une part les transitions entre l'emploi, le chômage et l'exclusion, et d'autre part les mouvements de main d'oeuvre sur chaque niveau de salaire.

Du côté de l'offre de travail, les employés licenciés deviennent des chômeurs "indemnisés" : ils se caractérisent par la perception d'une allocation chômage et par une certaine efficacité dans la recherche d'emploi. Après une certaine durée de chômage, ces agents passent aux minima sociaux et sont stigmatisés sur le marché du travail, ce qui se traduit par une perte d'efficacité lors de la recherche d'emploi. Le salaire de réserve de ces agents est donc différent de celui des chômeurs indemnisés. On notera respectivement x_l et x_c les salaires de réservation des rmistes et des chômeurs indemnisés.

1.1.1 Créations et destructions de postes de travail

Suivant Pissarides [1990], nous supposons que l'échange sur le marché du travail est une activité coûteuse et non-coordonnée. En abandonnant l'hypothèse d'un ajustement walrasien, l'allocation des ressources est alors gouvernée par un processus de recherche : il existe une fonction d'appariement reliant le nombre d'embauches H au nombre d'emplois vacants v et aux différents types de chercheurs d'emplois.

Contrairement à Pissarides [1990], on ne suppose pas une spécialisation totale dans la recherche ou la production. Même si seuls les emplois vacants sont engagés dans le processus d'échange, à la fois les chômeurs et les employés sont engagés dans le processus de recherche. Les flux d'emploi à emploi ne sont donc pas exclus.

Afin de tenir compte de l'efficacité différenciée des différentes catégories de main d'oeuvre lors de ce processus de recherche, nous proposons la généralisation suivante de la fonction d'appariement :

$$H = h(v, h^e e + h^c u^c + h^l u^l)$$

où e , u^c et u^l désignent respectivement les stocks d'employés, de chômeurs indemnisés (chômeurs de court terme), et de chômeurs percevant une allocation

de solidarité ou un *rm*i (chômeurs de long terme).

Chacun de ces agents a une efficacité spécifique notée respectivement h^e , h^c et h^l . Le terme $h^e e + h^c u^c + h^l u^l$ mesure donc le nombre "efficace" de chercheurs d'emploi ; il sera noté \bar{h} . La fonction $h(.,.)$ est supposée être du type Cobb-Douglas $H = v^\zeta \bar{h}^{1-\zeta}$ avec $0 < \zeta < 1$; elle vérifie donc les propriétés habituelles de toute fonction de production à rendements d'échelle constants. La taille de la population est fixée et nous normalisons le nombre de travailleurs à un ($e + u^c + u^l = 1$). Ainsi, v correspond au taux d'emplois vacants.

Les employés ont une efficacité spécifique dans la recherche d'emploi car le temps dont ils disposent pour cette activité est moins important que pour les chômeurs. La "stigmatisation" des chômeurs de long terme est modélisée de la façon suivante : tous les chômeurs peuvent obtenir un entretien d'embauche, ce qui correspond ici à un contact. Toutefois, pour les chômeurs de long terme, seule une partie de ces contacts déboucheront effectivement sur un entretien : ainsi, la différence entre h^l et h^c mesure ce différentiel de "chances". Il s'agit bien d'une stigmatisation, car une fois embauchés, les individus peuvent avoir la même productivité.

De façon générale, la probabilité de pourvoir un emploi vacant s'écrit :

$$q(\theta) = \frac{H}{v} = h \left(1, \frac{\bar{h}}{v} \right) \quad \text{avec} \quad \theta = \frac{v}{\bar{h}}$$

La durée moyenne d'un emploi vacant est alors $1/q(\theta)$. Le taux d'arrivée des offres de salaire est :

– pour les employés :

$$\frac{h^e}{\bar{h}} \frac{H}{e + u^c + u^l} = h^e \frac{H}{\bar{h}} = h^e \lambda(\theta)$$

où le terme $H/(e + u^c + u^l)$ représente la probabilité qu'un offreur de travail quelconque reçoive une offre, le terme h^e/\bar{h} indiquant quant à lui la probabilité, étant donnée l'efficacité relative des employés, que ce contact les concerne. La normalisation de la taille de la population et l'hypothèse de rendements constants de la fonction d'appariement, permettent de réécrire simplement cette probabilité comme une fonction de h^e et θ . s.

– pour les chômeurs indemnisés :

$$\frac{h^c}{\bar{h}} \frac{H}{e + u^c + u^l} = h^c \frac{H}{\bar{h}} = h^c \lambda(\theta)$$

– pour les rmistes :

$$\frac{h^l}{\bar{h}} \frac{H}{e + u^c + u^l} = h^l \frac{H}{\bar{h}} = h^l \lambda(\theta)$$

A l'équilibre stationnaire, le nombre de personnes sortant du chômage de courte durée est $h^c \lambda(\theta) [1 - F(x_c)] u^c$, où $[1 - F(x_c)]$ donne la masse des chômeurs de courte durée acceptant les offres de salaire (toutes les offres t.q. $w \geq x_c$), sachant que la fonction de répartition des offres de salaire est donnée par $F(w)$. A ce flux de sortie vers l'emploi, il faut ajouter le flux de sortie vers le chômage de long terme, se faisant à un taux exogène δ . Le nombre de sorties de l'emploi est déterminé par le produit du taux de sortie (s), supposé exogène et constant, et du nombre de travailleurs employés ($1 - u$).

L'équilibre de flux d'entrées-sorties du chômage de court-terme (u^c) est alors donné par :

$$s(1 - u) = h^c \lambda(\theta) [1 - F(x_c)] u^c + \delta u^c$$

Concernant les chômeurs de long terme (u^l), le flux des entrées est donné par δu^c , alors que les sorties sont données par $h^l \lambda(\theta) [1 - F(x_l)] u^l$, où $[1 - F(x_l)]$ donne la masse des chômeurs de longue durée acceptant les offres de salaire (toutes les offres t.q. $w \geq x_l$).

L'équilibre de flux d'entrées-sorties du chômage de court-terme (u^c) est alors donné par :

$$\delta u^c = h^l \lambda(\theta) [1 - F(x_l)] u^l$$

A l'équilibre, aucune entreprise n'a intérêt à offrir des salaires qu'aucun of-freur de travail n'acceptera : ce simple constat implique que, indépendamment de la valeur de x_l , $F(x_l) = 0$.

1.1.2 Les flux de main d'oeuvre entre les postes de travail

L'évolution du stock d'employés disposant d'un salaire inférieur ou égal à w (donné par la fonction de répartition $G(w)$) est, a priori, dépendant de ce niveau de salaire w , au regard des salaires de réservation x_c et x_l , mais également des offres de salaire.

Il existe des flux d'emploi à emploi et du chômage vers l'emploi pour l'ensemble des rémunérations proposées. Ainsi, les équilibres de flux pour chaque niveau de salaire sont les suivants :

- Pour $w < x_l$, on a $G(w) = 0$: toute offre de salaire inférieure à x_l est nécessairement refusée par l'ensemble des chômeurs.

- Pour $x_l \leq w < x_c$, le flux de travailleurs quittant un emploi de rémunération inférieure ou égale à w est :

$$(1 - u)G(w) \{s + h^e \lambda(\theta) [1 - F(w)]\}$$

Il y a d'une part $(1 - u)G(w)$ employés rémunérés à un salaire inférieur ou égal à w dont l'emploi est détruit avec une probabilité s .

D'autre part, $(1 - u)G(w)$ employés rémunérés à un salaire inférieur ou égal à w recevront avec une probabilité $h^e \lambda(\theta)[1 - F(w)]$ une proposition d'emploi et de salaire qu'ils préféreront à leur situation courante.

Comme les employés ne bougent que vers des postes mieux rémunérés, le flux de travailleurs embauchés sur un poste offrant une rémunération inférieure ou égale à w est :

$$u^c h^c \lambda(\theta) \max\{F(w) - F(x_c), 0\} + u^l h^l \lambda(\theta) \max\{F(w) - F(x_l), 0\}$$

Pour $F(w) - F(x_l) > 0$, le premier membre de la fonction $\max\{.\}$ donne une mesure des offres acceptables par les chômeurs de long terme (idem pour les chômeurs de court terme). Si le salaire le plus élevé offert est inférieur à x_l , alors le flux de travailleurs embauchés sera nul (deuxième membre de l'opérateur $\max\{.\}$). Ici, le salaire minimal offert par les entreprises est x_l , donc $F(x_l) = 0$. De plus, pour $w < x_c$, on a $\max\{F(w) - F(x_c), 0\} = 0$: aucun chômeur indemnisé n'accepte ces offres.

L'équilibre entre le flux de travailleurs quittant un emploi de rémunération inférieure ou égale à w et celui entrant sur de tels postes est :

$$\underbrace{(1 - u)G(w)h^e \lambda(\theta) [1 - F(w)]}_{\text{démissions}} + \underbrace{s(1 - u)G(w)}_{\text{destructions}} = \underbrace{h^l \lambda(\theta)F(w)u^l}_{\text{créations}}$$

- Pour $w \geq x_c$, l'équilibre de flux s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{aligned} & \underbrace{h^e \lambda(\theta) [1 - F(w)] (1 - u)G(w)}_{\text{démissions}} + \underbrace{s(1 - u)G(w)}_{\text{destructions}} \\ = & \underbrace{u^c h^c \lambda(\theta)F(w) + u^l h^l \lambda(\theta)F(w)}_{\substack{\text{créations} \\ \text{potentielles}}} - \underbrace{h^c \lambda(\theta)F(x_c)u^c}_{\text{refus}} \end{aligned}$$

1.2 Le comportement des travailleurs

Les fonctions-valeur sont notées $V^n(w)$ pour un employé rémunéré au salaire w , V^{uc} pour un chômeur de courte durée, éligible aux allocations

chômage b , et V^{ul} pour un chômeur de longue durée, ne disposant que du rm_i . En plus de ces revenus, les offreurs de travail reçoivent des transferts, notés \mathcal{T} , qui sont répartis uniformément sur toute la population et distribués par l'Etat et les entreprises⁵. Ces fonctions-valeur représentent l'espérance de la somme actualisée des gains des employés, des chômeurs et des rmistes, et s'écrivent :

$$\begin{aligned} rV^n(w) &= u((1 - c_n)w + \mathcal{T}) + h^e \lambda(\theta) \int_w [V^n(\tilde{w}) - V^n(w)] dF(\tilde{w}) - s [V^n(w) - V^{uc}] \\ rV^{uc} &= u(b + \mathcal{T}) + h^c \lambda(\theta) \int_{x_c} [V^n(\tilde{w}) - V^{uc}] dF(\tilde{w}) - \delta [V^{uc} - V^{ul}] \\ rV^{ul} &= u(rm_i + \mathcal{T}) + h^l \lambda(\theta) \int_{x_l} [V^n(\tilde{w}) - V^{ul}] dF(\tilde{w}) \end{aligned}$$

On suppose que la fonction d'utilité $u(\cdot)$ est concave. A chaque date, un employé reçoit un salaire w duquel il doit retirer ses cotisations c_n . Celui-ci valorise également sa transition vers un emploi mieux rémunéré. Ce surplus de gains dépend de sa probabilité spécifique de contact $h^e \lambda(\theta)$ et de l'espérance des transitions ascendantes : seules les transitions vers des salaires supérieurs à celui de la période sont acceptées (la borne inférieure de l'intégrale est w). Enfin, l'employé valorise également les pertes associées au risque de destruction de son poste de travail : cet événement survient avec une probabilité s et l'employé devient chômeur de court terme, éligible aux allocations chômage.

Comme pour l'employé, le chômeur indemnisé valorise, en plus de son revenu courant (b), les surplus issus de transitions ascendantes (passage vers l'emploi avec une probabilité de contact $h^c \lambda(\theta)$) et descendantes (passage vers le chômage de long terme, rm_i , avec une probabilité δ).

Enfin, les rmistes valorisent leur revenu courant (rm_i) et ne peuvent connaître qu'une mobilité ascendante (transition vers l'emploi avec une probabilité $h^l \lambda(\theta)$).

Ces offreurs de travail (employés, chômeurs indemnisés et rmistes) anticipent le comportement des entreprises lors de l'évaluation de leurs gains sur le marché du travail. En effet, les transitions vers l'emploi dépendent des niveaux de salaires proposés et des probabilités d'occurrence de ces offres : ceci est résumé par la fonction de densité des offres de salaire $dF(w)$.

Les chômeurs acceptent de travailler si le salaire proposé par l'entreprise rend la situation d'employé préférable. Les conditions de participation sont alors $V^n(w) \geq V^{uc}$ pour les chômeurs indemnisés et $V^n(w) \geq V^{ul}$ pour les rmistes. Les décisions d'offre de travail sont alors synthétisées par la détermination du salaire minimal à partir duquel un chômeur accepte en emploi. Ces salaires de réservation sont tels que $V^n(x_c) = V^{uc}$ et $V^n(x_l) = V^{ul}$.

⁵L'expression de ces transferts sera précisée dans la section 1.6.

1.3 Investissement en capital humain et offre de salaires

Dans cette section on décrit le comportement des entreprises. Leur investissement peut s'interpréter comme une dépense de formation nécessaire à l'utilisation d'une technologie spécifique au poste de travail : il s'agit donc d'un *capital humain spécifique* à un employé sur un poste ; lorsque celui-ci quitte l'entreprise, ou lorsque le poste est détruit, ce capital lui aussi disparaît.

On notera k le capital humain spécifique investi par un employeur sur un nouveau poste pourvu et $f(k)$ la recette marginale associée à un poste de productivité k ; p_k le prix unitaire de l'investissement en capital humain et $f(\cdot)$ la fonction de production⁶.

La valeur d'un poste pourvu est donnée par l'équation suivante :

$$rJ(w, k) = f(k) - (1 + c_p)w - h^e \lambda(\theta)[1 - F(w)][J(w, k) - V] - sJ(w, k)$$

Si un poste de travail est quitté par l'employé alors il devient vacant ; tandis que si l'emploi est détruit, il disparaît (il ne peut pas être vacant). La condition de libre entrée sur le marché du travail, conduisant à $V = 0$, implique alors :

$$J(w, k) = \frac{f(k) - (1 + c_p)w}{r + s + h^e \lambda(\theta)[1 - F(w)]}$$

ce qui permet d'écrire de façon synthétique que la valeur d'un poste occupé est égale à la somme actualisée des profits futurs (membre de droite).

La valeur d'un poste vacant est implicitement donnée par l'équation d'arbitrage suivante :

$$rV = \max_{w \geq \underline{w}, k \geq 0} \{ \eta(w) [J(w, k) - p_k k - V] - \gamma \} \quad (1)$$

où \underline{w} est la borne minimale des salaires offerts. Elle ne peut pas être inférieure à x_l , car les entreprises n'ont pas intérêt à offrir de salaire en dessous du salaire de réservation des firmes, mais elle peut lui être supérieure⁷. Enfin, $\eta(w)$ est la probabilité instantanée qu'un emploi rémunéré au salaire w soit pourvu. Dès lors qu'il existe deux populations de chômeurs dont les salaires

⁶La technologie de production satisfait aux restrictions suivantes : $f(0) > 0$, $f'(0) = \infty$, $f'(k) > 0$ et $f''(0) < 0$. Cette première hypothèse est une normalisation impliquant qu'un travailleur sans formation a une productivité strictement positive. La technologie de production est normalisée de façon à avoir $k(\underline{w}) = 0$. Cette hypothèse est suffisante pour éviter l'existence d'équilibres multiples pour un taux d'emploi vacant positif.

⁷Il peut exister un salaire minimum légal qui contraint l'offre de salaire des firmes (voir la section 1.5).

de réservation différent, les offres de salaire n'ont pas les mêmes probabilités d'acceptation, au-delà de l'effet traditionnel propre à ce modèle qui veut que les travailleurs en poste ne possèdent pas le même salaire de réservation compte tenu de leurs différences de salaire.

Ainsi, en offrant un salaire inférieur à x_c les entreprises se privent de la participation d'une partie des chômeurs, ce qui diminue leur probabilité de pourvoir leur poste par un chômeur, au-delà de la diminution de la probabilité de débaucher un travailleur en poste. Naturellement, ces entreprises augmentent leur résultat d'exploitation dans le cas d'un recrutement.

Un enjeu central de ce modèle est alors de savoir si les entreprises vont effectivement faire ce type d'offres de salaire inférieures au salaire de réservation des chômeurs indemnisés, exclusivement dirigées vers les rmistes, et si cette stratégie est optimale (pour l'économie).

Le niveau de formation. L'entreprise doit déterminer simultanément le salaire et le capital humain attachés à ce poste. L'investissement optimal en capital humain spécifique, déterminé à partir de l'équation (1), est alors tel que

$$f'(k) = p_k(r + s + h^e \lambda(\theta)[1 - F(w)]) \implies p_k = \frac{f'(k)}{r + s + h^e \lambda(\theta)[1 - F(w)]}$$

Le coût de l'investissement est égalisé à la valeur actualisée et espérée de sa productivité marginale. Cette probabilité étant décroissante avec le salaire offert, l'investissement croît avec le salaire.

1.4 Equilibre sur le marché du travail

L'équilibre sur le marché du travail consiste à déterminer l'ensemble des valeurs $\{x_l, x_c, \theta, F(w), k(w)\}$. Les salaires de réservation x_l et x_c résument les comportements d'offre de travail. Les stratégies des entreprises consistent d'une part à décider d'entrer ou non sur le marché, ce qui détermine le nombre d'emplois vacants $v = \theta \bar{h}$, et d'autre part à définir leur politique de gestion de la main d'oeuvre. Elles ont alors deux outils à leur disposition : la politique salariale w visant à se différencier des concurrents, ce que résume la fonction de répartition des offres de salaire $F(w)$, et la politique de formation de la main d'oeuvre permettant de retenir plus longtemps les travailleurs les plus productifs $k(w)$.

Les entreprises ont intérêt à choisir des salaires différenciés. A l'équilibre, aucune d'entre elles n'a intérêt à dévier de sa stratégie. Potentiellement il

existe une distribution de salaires $F(w)$ s'étalant de x_l à \bar{w} . Cette distribution donne l'ensemble des niveaux de salaires pour lesquels l'arbitrage profits courants élevés/faibles *versus* coûts de recrutement faibles/élevés conduit au même profit intertemporel. Toutefois il n'existe pas nécessairement d'offres entre x_l et x_c et, si elles existent, elles ne peuvent dépasser un niveau w_l . Il existe donc un intervalle de salaire $[w_l, x_c[$ sur lequel il n'y a aucune offre de salaire. Si $w_l > x_l$, alors le support de la distribution des salaires offerts par les firmes est formé de deux intervalles disjoints $[x_l, w_l] \cup [x_c, \bar{w}]$. Sinon toutes les offres de salaires sont distribuées sur le support $[x_c, \bar{w}]$ (voir Chéron, Hairault et Langot [2004] pour une démonstration formelle).

Le salaire x_c correspond en effet à un point de discontinuité autour duquel intervient un changement de régime : en dessous de ce salaire la firme se prive d'une partie des chômeurs qu'elle serait susceptible de contacter si elle offrait un salaire supérieur à x_c . Ainsi, pour compenser cette diminution du bassin de chômeur auquel elle s'adresse (accroissement des coûts de recrutement), la firme doit afficher des salaires plus faibles. Ceci donne une intuition de la discontinuité de l'ensemble des offres de salaires.

1.5 L'introduction d'un salaire minimum

La prise en compte d'un salaire minimum peut venir modifier les stratégies des travailleurs (salaires de réserve) et des entreprises (distribution des offres de salaire).

- Si le salaire minimum est inférieur à x_l , alors il n'est en rien contraignant.
- Si le salaire minimum est supérieur à x_c il contraint toute la distribution des salaires. En particulier il contraint les firmes à offrir un salaire supérieur aux salaires de réservation : les stratégies de recherche d'emploi des demandeurs d'emploi n'ont plus d'incidence sur l'équilibre. Dans ce cas, $\underline{w} = smic$.
- Si le salaire minimum est compris entre x_l et w_l alors $\underline{w} = smic$, la distribution est la réunion de deux distributions. Remarquons que, toutes choses égales par ailleurs, le *smic* en assurant un salaire au-dessus du salaire de réserve des firmes, tend à réduire la crainte de l'exclusion pour les chômeurs : ceci les conduit à diminuer leur salaire de réserve.
- Si le salaire minimum est compris entre w_l et x_c , alors $\underline{w} = x_c$.
- Dans le cas où $w_l < x_l$ alors $\underline{w} = \min\{x_c, smic\}$.

1.6 Critère d'évaluation

Au-delà de leurs incidences sur le niveau du chômage, le niveau des variables politico-fiscales peuvent également influencer l'efficacité économique. Traditionnellement, l'analyse se limite aux conséquences sur le niveau de l'emploi. Nous cherchons à aller au-delà de cet indicateur d'efficacité en intégrant la productivité moyenne du travail pour raisonner en termes de production. La production nette peut être mesurée par la production, nette des coûts de formation et de postage, définie par :

$$\begin{aligned}
 \mathcal{Y} &= \underbrace{(1 - u) \int_{x_l}^{\bar{w}} f(k(w)) dG(w)}_{\text{Production}} \\
 &- \underbrace{\gamma v}_{\text{coûts de recrutement}} \\
 &- \underbrace{p_k h^c \lambda(\theta) u^c \int_{x_c}^{\bar{w}} k(w) dF(w)}_{\text{coûts de formation des chômeurs éligibles}} \\
 &- \underbrace{p_k h^l \lambda(\theta) u^l \int_{x_l}^{\bar{w}} k(w) dF(w)}_{\text{coûts de formation des rmistes}} \\
 &- \underbrace{p_k h^e \lambda(\theta) (1 - u) \int_{x_l}^{\bar{w}} \left(\int_{x_l}^w k(w) dF(w) \right) dG(w)}_{\text{coûts de formation suite à une mobilité}}
 \end{aligned}$$

En évinçant les emplois faiblement rémunérés, une structure des minima sociaux permet de "sélectionner" les postes les plus productifs. Cette amélioration de la "qualité" de la main d'oeuvre a une incidence positive sur le niveau de production. Toutefois, cette plus grande productivité a pour contrepartie des coûts de formation plus élevés, mais également, potentiellement, des niveaux d'emplois plus faibles.

Nous avons également calculé le bien-être agrégé :

$$\mathcal{W} = (1 - u) \left(\int_{\underline{w}}^{\bar{w}} V^n(w) dG(w) \right) + u^c V^{uc} + u^l V^{ul}$$

Contrairement au critère de production nette, le bien-être agrégé tient compte des variations de surplus de l'Etat et donc des effets redistributifs induits par

les différentes réformes considérées. Les effets redistributifs que nous capturons sont liés aux modifications des situations relatives des différents offreurs de travail suite à des modifications de transferts, étant donné la concavité de la fonction d'utilité.

Afin de déterminer cet indicateur, il est nécessaire de déterminer le surplus de l'Etat (\mathcal{B}) et les profits de entreprises (Π), ainsi que les règles de distribution entre les différents ménages. On suppose que la redistribution est uniforme et s'opère par des transferts forfaitaires, ce qui n'introduit pas de distortion supplémentaire. Comme la taille de la population est normalisée à un, les fonctions d'utilité instantanée sont $u((1 - c_n)w + \mathcal{T})$ pour les employés, $u(b + \mathcal{T})$ pour les chômeurs de court terme et $u(rmi + \mathcal{T})$ pour les chômeurs de long terme, où les transferts totaux \mathcal{T} sont définis par $\mathcal{T} = \mathcal{B} + \Pi$.

Plus précisément, le surplus budgétaire est défini par :

$$\mathcal{B} = (1 - u) \left(\int_w^{\bar{w}} [c_p(w) + c_n] w dG(w) \right) - (u^c \times b + u^l \times rmi)$$

où les cotisations patronales $c_p(w)$ peuvent être fonction du salaire lorsque les subventions à l'emploi sont introduites. Les profits agrégés sont, quant à eux, donnés par :

$$\Pi = \mathcal{Y} - (1 - u) \left(\int_w^{\bar{w}} [1 + c_p(w)] w dG(w) \right).$$

2 Estimation et test du modèle

Cette section décrit la méthode utilisée pour estimer les paramètres structurels du modèle. Étant donné la structure non-linéaire du modèle et l'inobservabilité du capital humain, une méthode d'estimation basée sur des simulations du modèle a été privilégiée⁸. Cette procédure peut être facilement mise en place, même lorsque l'on ne peut pas écrire la fonction de vraisemblance ou que les moments ne peuvent pas être calculés par une méthode directe d'intégration.

2.1 Méthode d'estimation

Dans cette étude, on utilise la Méthode des Moments Simulés (MMS par la suite) qui consiste à remplacer le calcul analytique des moments par

⁸Voir Gouriéroux, Monfort et Renault [1993], Smith [1993], Gouriéroux et Monfort [1994], Gallant et Tauchen [1996] et Fève et Langot [1995] pour un exposé de ces méthodes. Voir Collard, Fève, Langot et Perraudin [2002] pour une application basée sur un modèle de création-destruction d'emplois.

des valeurs obtenues par simulation. Tous les moments sur lesquels notre estimation est basée sont issus de la distribution des salaires des ouvriers. Ce sous-échantillon a été retenu car cette population est particulièrement concernée par le salaire minimum ainsi que par la probabilité d'être exclue du système d'assurance chômage. Ces caractéristiques sont donc en mesure de révéler si notre modèle structurel permet d'expliquer la distribution observée des salaires de cette population.

Le vecteur Φ ($\dim(\Phi) = 17$) contient tous les paramètres du modèle :

$$\Phi = \{h^e, h^c, h^l, \zeta, \gamma, s, \delta, \sigma, b, rmi, r, c_n, c_p, p_k, \alpha, A, A_1\}$$

où les paramètres $\{\alpha, A, A_1\}$ viennent de notre spécification de la fonction de production : $f(k) = A_1 + (k + A)^\alpha$. La valeur de A est imposée par l'hypothèse de positivité de la productivité du travailleur ayant le capital humain le plus faible. Le paramètre σ représente l'aversion pour le risque des offreurs de travail : $u(x) = \frac{x^{1-\sigma}}{1-\sigma}$.

Le nombre de paramètres structurels inconnus est restreint au vecteur suivant :

$$\theta = \{\alpha, p_k, h^e\}$$

Ce choix est motivé par l'absence d'information extérieure concernant ces paramètres. De plus, ces trois paramètres sont cruciaux quant à l'évaluation de l'amplitude de l'élasticité de l'investissement en capital humain. L'estimation du vecteur θ s'effectue étant donné l'ensemble des restrictions suivantes :

- Les valeurs d'un premier vecteur Φ_1 , avec $\dim(\Phi_1) = 7$, défini par

$$\Phi_1 = \{s, \delta, \sigma, rmi, r, c_n, c_p\}$$

sont fixées sur la base d'information extérieures

1. Le taux de destruction est calculé suivant Cohen, Lefranc et Saint-Paul [1997]⁹ : $s = 0.0185$.
2. Le paramètre δ est choisi de telle sorte que la durée moyenne dans l'état de chômeur indemnisé corresponde à la durée de versement des allocations chômage, *i.e.* 30 mois, d'où $\delta = 1/30$.
3. Les estimations sur données micro-économiques suggèrent qu'une valeur de $\sigma = 2.5$ est admissible (voir Attanasio, Banks, Meghir et Weber [1999]).
4. Le rmi est étalonné sur sa valeur moyenne en 1995 : 2500Frs.
5. Le taux d'intérêt réel r est fixé à 4% annuel.

⁹Voir en annexe pour plus de détails.

6. Les charges patronales c_p et les cotisations employés c_n sont fixées respectivement à 40% et 20%¹⁰.
- Un second vecteur Φ_2 , avec $\dim(\Phi_2) = 6$, défini par

$$\Phi_2 = \{b, h^c, h^l, A_1, \gamma, \zeta\}$$

est calibré en utilisant les restrictions du modèle afin que celui-ci permette de reproduire l'ensemble suivant de faits stylisés :

1. le ratio moyen de remplacement ($b/E(w)$) égal à 0.6, ce qui correspond à la borne inférieure des estimations de Martin [1996].
2. le taux de chômage de 15.51%, celui observé sur la population des ouvriers retenue.
3. le taux d'exclusion observé en France pour cette frange de la population, *i.e.* $u^l/u = 45.75\%$.
4. la condition de libre-entrée sur le marché du travail est respectée (pas de coûts fixes liés à la création d'emplois vacants).
5. les coûts de recrutement $\gamma\theta/\lambda(\theta)$ égaux à 0.4 comme dans Mortensen [2002], ce qui correspond approximativement à 2.5% des salaires (Abowd et Kramarz [1998]).
6. l'élasticité de l'emploi suite à une baisse de 1% de *smic* qui est bornée par les estimations du CSERC [1999] : 20000 emplois seraient créés quel que soit le type de qualification. Les ouvriers représentent 67,4% des employés payés entre le *smic* et 1,3 fois le *smic*. Ainsi, avec $\zeta = 0.21$ une baisse de 1% du *smic* conduit à la création d'approximativement 14000 nouveaux emplois d'ouvrier sont créés (approximativement 70% du total des créations prévues par le CSERC).

Reste à estimer trois paramètres cruciaux h^e , p_k et α , par la méthode des moments simulés. Le choix des moments est une étape cruciale lors de l'estimation. Ce choix ne doit pas être dicté par la spécification de notre modèle, mais il doit être tel qu'il permette de synthétiser le plus d'informations contenues dans les données. Cela nous permet de réduire les biais d'estimation. Afin d'être le plus exhaustif possible, nous avons retenu la moyenne de la distribution des salaires et la valeur moyenne de chaque décile de salaires. Cet ensemble de moments nous permet de capturer la courbure de la distribution des salaires. En imposant en outre que le nombre de moments soit supérieur au nombre de paramètres structurels estimés, ceci nous permet d'effectuer

¹⁰Nous ne prenons pas en compte pas les exonérations de charges patronales avant 1995.

un test de spécification globale proche de celui proposé par Hansen [1982]. La statistique de ce test, notée $J - stat$, suit asymptotiquement une loi du chi-deux, avec un nombre de degrés de liberté égal au nombre de conditions sur-identifiantes.

2.2 Les performances empiriques du modèle

Résultats de l'estimation. Nous utilisons "l'enquête emploi" de 1995 pour estimer le modèle. Ce n'est en effet qu'à partir de la deuxième moitié de cette année que le dispositif d'exonérations des charges patronales est monté en puissance. Seuls les ouvriers travaillant à temps complet ont été retenus, ce qui implique que nous travaillons sur les salaires de 14202 individus. Notons que les salaires, les allocations chômage et le rmi sont exprimés en Francs constants, base 1990.

Les valeurs estimés des paramètres structurels, ainsi que la statistique du test de spécification globale ($J - stat$), sont reportés dans le Tableau 1. Premièrement, le modèle n'est pas rejeté. Deuxièmement, tous les paramètres structurels sont significatifs. Dans le paragraphe suivant, nous discuterons des implications du modèle pour cet ensemble de paramètres.

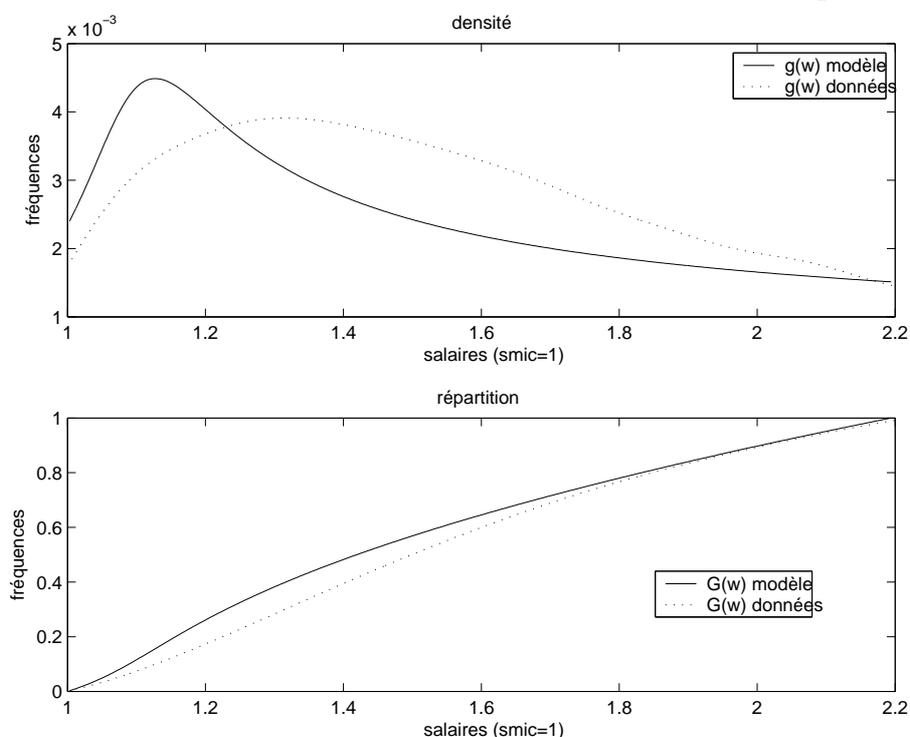
TAB. 1 – Paramètres estimés

θ	$\hat{\theta}$	$\hat{\sigma}(\theta)$	$t - stat$
α	0.7299	0.0257	28.4222
p_k	18.8328	1.0790	17.4536
h^e	0.5143	0.0119	43.2492
$J - stat$	1.9425	P-value	97.16%

La capacité de ce type de modèle à reproduire les caractéristiques de la distribution observée des salaires étend les études précédentes sur données françaises. Elle confirme également les premiers résultats prometteurs, obtenus sur données Danoises, par Rosholm et Svarer [2000], montrant que l'introduction d'une distribution endogène de productivité dans les modèles de recherche d'emploi d'équilibre permet de reproduire la distribution observée des salaires. Cette approche théorique est également confortée par le fait que notre méthodologie empirique s'écarte de celle usuellement retenue depuis les travaux de Ridder et Van den Berg [1997] et Postel-Vinay et Robin [2002].

La forme de la distribution des salaires. Le modèle estimé est-il capable de reproduire la forme de la distribution des salaires? La figure 2 permet de comparer la distribution des salaires générée par le modèle et l'estimation non-paramétrique de la distribution des salaires observés¹¹. Ces graphiques montrent que notre modèle est capable de générer une fonction de densité ayant une bosse, comme dans les données. Comme le suggère Mortensen [2000], l'introduction d'une distribution de productivité endogène, *via* un comportement d'investissement en capital humain spécifique, est de nature à expliquer ce résultat, même si notre modèle estimé ne réplique pas exactement l'amplitude de cette bosse de la fonction de densité des salaires.

FIG. 2 – Les distributions de salaire observées et théoriques



Un salaire minimum contraignant. Le tableau 2 donne les valeurs associées à notre calibration de base. Il ne s'agit pas ici de commenter séparément ces différents niveaux dont seule la déformation sous le jeu de certaines variantes nous intéressent. De façon plus importante, la valeur du

¹¹L'estimation par la méthode du noyau est une méthode non-paramétrique dans laquelle une fonction de densité connue (le noyau) est utilisée pour approximer au mieux la densité empirique. Ici, nous avons utilisé la procédure KDE du logiciel SAS.

$smic$ apparaît supérieure au salaire de réservation des chômeurs indemnisés (x^c). L'ensemble des offres de salaires sont donc contraintes par le salaire minimum ($F(x^c) = 0$) qui est alors égal à la borne inférieure de la distribution des salaires. Ce dernier joue ainsi un rôle essentiel sur la distribution des salaires et des niveaux de productivité, ainsi que sur le niveau d'emploi. Dans ce régime, le niveau des allocations-chômage et du rmi ne jouent aucun rôle sur ces différentes dimensions. De plus, notons que le modèle permet de répliquer les durées observées d'emploi et de chômage, qui sont des déterminants importants du salaire de réservation.

TAB. 2 – Equilibre de référence

x^l	w_l	x^c	$F(x^c)$	$E(w)$	\underline{w}	\bar{w}
601	0	3896	0	7051	4751	10425
u	u^l	u^c	$h^e\lambda$	$h^c\lambda$	$h^l\lambda$	
0.1551	0.071	0.0841	0.0801	0.1520	0.0395	
Durées d'emploi et de chômage						
modèle	données	modèle	données			
32.22	34.00	14.50	17.00			
Capital humain et Bien-être par tête						
$E(k)$	\mathcal{Y}	\mathcal{W}				
323738	11352	-113.308				
Revenus et productions sont exprimés en Francs 1995						

Probabilités de contact. Les résultats reportés dans le tableau 2 montrent qu'au-delà de la distribution des salaires, la calibration du modèle implique des probabilités d'arrivée des offres ($\lambda(\theta)$ est endogène) proches des valeurs estimées par Postel-Vinay et Robin [2002] sur l'échantillon français de travailleurs ouvriers. Pour ceux qui sont employés l'estimation se chiffre à 0.057, tandis qu'elle est égale à 0.124 pour les chômeurs.

3 Evaluation des politiques d'exonération des charges patronales

Le modèle étalonné est utilisé afin d'évaluer de façon quantitative les conséquences des politiques d'exonérations de charges patronales sur l'équilibre du marché du travail en termes d'efficacité, ie. sur la production nette \mathcal{Y} . Il s'agit de la production totale, combinaison d'un niveau d'emploi $(1 - u)$ et d'une productivité moyenne des postes de travail $E(f(k))$ qui résulte d'un investissement moyen en formation $E(k)$, production nette des coûts de postage des emplois vacants et des coûts de formation. Notons que la production nette en particulier sera exprimée par tête ($6.81 \overline{M}$ de personnes dans l'échantillon retenu) et rapportée au salaire mensuel moyen dans l'échantillon (7051Frs). Pour la calibration de référence (tableau 2), nous avons une production nette mensuelle de 11352 Frs par employé, valeur qui nous servira de référence dans les variantes effectuées par la suite. Exprimée en niveau, elle vaut en annuel 773 milliards de francs.

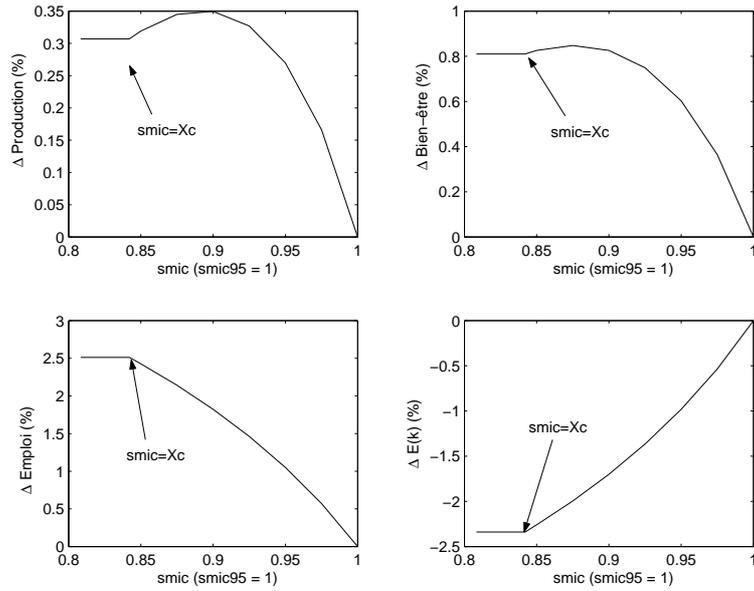
3.1 Niveau optimal du smic

Nous étudions dans un premier temps le niveau optimal du salaire minimum afin de vérifier la pertinence globale d'une politique de réduction du coût du travail par un allègement des charges patronales. Cette dernière est légitime si le smic est au-dessus de son niveau optimal. Elle est même un instrument plus adapté qu'une baisse du smic dans le cas où il est optimal de baisser le coût du travail en deçà du salaire de réservation des chômeurs.

Existe-t-il un niveau de *smic* strictement positif optimal? Le graphique 3, où l'axe des abscisses indique le niveau du smic en proportion de son niveau actuel, montre que la production nette optimale est obtenue suite à une baisse de 10% du *smic*, tandis que le bien-être maximal correspond à une baisse légèrement plus faible de 12%. La baisse du *smic* par l'effet qu'elle induit sur l'emploi (effet coût du travail) accroît dans un premier temps la production nette. Toutefois, à mesure que le *smic* baisse, l'investissement en capital humain est de moins en moins encouragé, ce qui implique une baisse de la productivité moyenne (voir le graphique 3). Au delà d'une baisse de 10%, les gains en emploi ne suffisent plus à compenser la baisse de la qualité de la main d'oeuvre.

Etant donné la diminution du coût du travail, les probabilités de contact augmentent : celles concernant les chômeurs $h^c\lambda$ et $h^l\lambda$ expliquent la hausse de l'emploi (le chômage baisse de plus d'un point), tandis que celle relative aux travailleurs en poste $h^e\lambda$ pèse négativement sur le rendement des investis-

FIG. 3 – Détermination du Smic optimal



TAB. 3 – Le salaire minimum optimal

$smic$	\mathcal{Y}	N	$E(k)$	\mathcal{W}	\mathcal{B}
-10%	0.3496	1.8218	-1.7001	0.8260	1.6915
-12%	0.3479	2.0798	-1.9394	0.8474	1.8704

Variations en % par rapport au modèle de référence

sements en capital humain spécifique en abaissant la durée en emploi, ce qui détermine la baisse de la productivité (k baisse de 2,04%). Des rotations plus rapides augmentent également les différents coûts : d'abord, et de façon traditionnelle, les coûts de postage d'emplois vacants, ensuite les coûts associés à la formation sur les nouveaux postes de travail car l'incidence des rotations (effet sur $h^e\lambda$) domine la baisse des investissements sur chaque poste (effet sur k).

En outre, il faut souligner un résultat particulièrement important : le niveau optimal du *smic* reste supérieur au salaire de réservation des chômeurs indemnisés. Ainsi, il est optimal que la borne inférieure de la distribution des salaires soit au-dessus de ce salaire de réservation. Imposer un salaire minimum légal permet d'atteindre ce niveau optimal, w_{opt} . L'existence de cette contrainte légale est donc justifiée : tronquer à gauche par le *smic* la distribution des offres de salaire acceptables améliore l'efficacité économique.

Le niveau du *smic* joue ainsi un rôle important dans l'équilibre du marché du travail concernant naturellement les travailleurs de qualification relativement faible. C'est vrai du niveau du chômage et des inégalités de salaire, mais également de la productivité moyenne des postes de travail. Le salaire minimum permet de limiter le pouvoir de monopsonne des entreprises. Ce pouvoir peut entraîner un niveau de salaire trop faible associé à un niveau de formation peu élevé. Il est possible de souligner l'importance de l'effet-productivité dans ce résultat en éliminant artificiellement la variation endogène de la productivité, imputable d'abord à l'investissement en capital humain mais également à un effet de composition. Dans ce cas, le *smic* optimal est bien en-deçà du salaire de réservation des chômeurs de courte durée, sans que cela entraîne toutefois des offres de salaire acceptables uniquement par les chômeurs de longue durée (voir Chéron et al. [2004]). Ainsi, prendre en compte les variations endogènes de la productivité modifient significativement les conclusions.

Même dans le cas d'une productivité endogène, la recherche du niveau optimal implique de baisser le salaire minimum par rapport à sa valeur actuelle. Cela induirait une plus grande inégalité salariale. C'est pourquoi il est pertinent de chercher à diminuer le coût du travail sans diminuer le salaire net employé par une politique d'exonérations de charges patronales.

3.2 La politique de baisse des charges patronales

Les charges patronales ont été diminuées dans les années 90, en maintenant constant le salaire net employé pour éviter le dilemme classique entre la réduction du chômage et l'augmentation des inégalités. Des allègements de cotisations patronales ont été introduits de diverses façons. Jusqu'en Sep-

tembre 1995, ils restent à des niveaux peu significatifs. Devenant plus importants en Septembre 1995, pour éviter une discontinuité trop grande, ils ont été étendus en Octobre 1996 jusqu'à 1.33 fois le *smic* de façon dégressive : le taux de cotisation passe à 22% au niveau du *smic* et augmente de façon linéaire pour atteindre le taux normal de 40% pour un salaire de 1.33 fois le *smic*. C'est ce dispositif final couplant Septembre 1995 et Octobre 1996, qualifié par la suite de "réforme 1995-96" que l'on se propose d'évaluer.

La réforme 1995-96 présente donc deux caractéristiques fondamentales : elle constitue une baisse du coût du travail, et ce de façon ciblée sur la frange des salaires-employé les plus faibles. L'intérêt de notre modélisation est de pouvoir évaluer les conséquences de ces allègements sur le comportement des entreprises en matière d'offre de salaire et de formation. La baisse du coût du travail peut faire significativement diminuer le chômage, mais la hausse du taux d'emplois vacants en élevant la probabilité de contact pour les employés en poste risque d'abaisser les investissements en capital humain. En outre, parce que cette politique est pratiquée de façon ciblée sur les bas salaires, certains craignent qu'un comportement opportuniste des entreprises tende à biaiser leur offre vers le segment des salaires bénéficiant de ces allègements, ce qui peut augmenter la proportion de postes de travail faiblement rémunérés et peu productifs.

TAB. 4 – La réforme 1995-96

\mathcal{Y}	N	$E(k)$	\mathcal{W}	\mathcal{B}
0.3399	2.1834	-2.0399	1.0150	-1.0555

Variations en % par rapport au modèle de référence

Des gains en emplois minorés par des pertes de productivité. Le tableau 4 présente les résultats de cette politique d'exonération des charges patronales. Cette politique permet d'augmenter l'emploi N de 2%, *i.e.* de créer (ou préserver) 130000 emplois d'ouvrier à temps plein pour une population de référence (employés et chômeurs) de 6813771 individus. Nous retrouvons ici les ordres de grandeur habituels sur le taux de chômage.

Cependant, le stock de capital humain baisse de 2%. La première cause tient à l'augmentation des rotations de postes dans une économie caractérisée par un plus grand nombre d'emplois vacants, ce qui élève la probabilité pour un employé de recevoir une offre de salaire ($h^e \lambda$), et diminue la durée espérée

d'un poste de travail. Cela implique de moindres investissements en capital humain dans l'économie. La deuxième explication provient d'une déformation de la distribution des salaires vers la gauche qui augmente la proportion des postes de travail offrant une faible productivité ("bad jobs") : on élève la rentabilité des postes à bas salaires et donc leur proportion dans l'économie. La concentration plus forte en bas de l'échelle des salaires diminue la productivité moyenne par un effet de composition. Le nombre de postes de travail en deçà de 1.33 fois le smic est ainsi passé de 41% pour notre calibration de référence à 45% suite à la réforme. Notons que dans l'Enquête Emploi, la proportion des ouvriers payés en deçà de 1.33 fois le smic est passée de 37.83% en 1995 à 45.33% en 1998. Cette concordance dans la déformation des distributions théorique et observée des salaires donne un certain crédit à notre évaluation de la déformation de la productivité.

Notre modèle semble donc en mesure d'évaluer au regard des gains en emplois les deux effets pervers sur la productivité présents dans la réforme 1995-96. Globalement, l'effet positif sur l'emploi l'emporte sur les effets négatifs sur la productivité : la production augmente 0.33% suite à la réforme 1995-96. Cependant cette augmentation est minorée par la baisse endogène de la productivité.

L'importance d'une productivité endogène. On peut montrer plus explicitement l'importance de la prise en compte d'une productivité endogène en étudiant les effets de la même réforme, dans le contexte où les firmes laissent inchangé leur niveau d'investissement en capital humain (ligne " k_i constant" du tableau 5), ce dernier restant au niveau déterminé avant la mise en place des exonérations de charges¹². Mais parce qu'une modification des stratégies salariales des entreprises affecte la composition du capital, il est nécessaire de raisonner à productivité constante si l'on veut "tuer" l'effet productivité total dans le modèle (ligne $E[f(k)]$ constant).

Lorsque les firmes ne peuvent modifier leur niveau de capital, la réforme 1995-96 diminue la production nette de 4,2046%. Ce résultat surprenant est en fait fallacieux : il s'explique par les coûts de formation trop importants qui sont imposés aux firmes. En effet, compte tenu de l'augmentation de la tension sur le marché du travail, ces dernières désirent un niveau de capital plus faible. Il est donc préférable de considérer un indicateur également pertinent lorsque l'on raisonne à capital donné : il s'agit du niveau de production nette des coûts d'embauche par poste qui exclut les coûts de formation.

¹²On impose aux entreprises un choix d'investissement, qui au salaire w associe un montant d'investissement $k(w)$, ce dernier correspondant à celui qu'elles effectuaient avant la réforme, *i.e.* avec une stratégie salariale choisie dans une économie sans exonérations.

Les résultats, reportés dans le tableau 5, montrent que l'impact de la réforme 1995-96 est alors effectivement plus positif lorsque la productivité est donnée : 1,4275% de croissance de la production nette des coûts de recrutement contre seulement 0,2625% lorsque le capital est endogène. Un résultat intermédiaire est donné par la ligne k_i constant où seul l'effet-investissement sur chaque poste est éliminé, l'effet composition demeurant. On s'aperçoit que le capital moyen et la productivité moyenne diminuent au-delà de l'effet composition dans le cas où les entreprises peuvent modifier leur niveau d'investissements. L'effet de composition fait baisser le capital moyen de 1,3802% et la productivité moyenne par poste de 0,3209%, alors que l'endogénéisation des choix d'investissement sur chaque poste fait baisser le capital moyen de 2,0399% et la productivité de 1,1283%. Par différence entre les lignes du tableau, on peut remarquer que l'effet transitant par les choix d'investissement et l'effet de réallocation vers des postes moins productifs se combinent de façon assez équilibrée pour expliquer la baisse de la productivité.

TAB. 5 – Evaluation de la productivité endogène (variations en %)

Réforme 1995-96	Production nette des coûts d'embauche $(1 - u)E[f(k)] - \gamma v$	Emploi N	Capital moyen $E[k]$	Productivité moyenne $E[f(k)]$
k_i endogène	0,2625	2,1834	-2,0399	-1,1283
k_i constant	1,0962	2,1834	-1,3802	-0,3209
$E[f(k)]$ constant	1,4275	2,1834		

Effets sur le surplus total et sur le bien-être. Ainsi, la réforme 1995-96 aurait permis de diminuer le chômage au prix d'une certaine baisse de la productivité. L'effet global sur la production est cependant positif. On peut chercher à dépasser cet indicateur de production en prenant en compte le coût de la réforme (tableau 6) pour dégager le surplus total d'un emploi créé ainsi que l'effet sur le bien-être.

La production supplémentaire par emploi créé est égale en terme annuel à 22492 Frs. Cette augmentation est à comparer au coût total de financement de cette réforme : en tenant compte de l'incidence sur l'ensemble des caisses (cotisations employeurs, employés, chômage et rmi), le coût annuel par em-

ploi créé est de 24330 Frs¹³, le coût budgétaire direct (cotisations employeurs) étant estimé avec notre modèle à 74986 Frs¹⁴. L'estimation du surplus total, différence entre le gain en termes de production et le coût total, est donc négatif. Notre évaluation souligne l'intérêt de prendre en considération l'effet sur la productivité des politiques d'exonération des charges car les emplois créés sont peu productifs et la baisse du coût du travail contribue en outre à la dégradation de la productivité sur les postes anciens, ce que traduit le faible accroissement de production par emploi créé. On aboutit alors à la mise en évidence d'un surplus total négatif en contradiction avec les résultats obtenus par Cahuc [2003] dans le cas d'un modèle à productivité exogène. La prise en compte des effets sur la productivité modifie ainsi considérablement les conclusions quant à l'opportunité de ce type de politique économique.

TAB. 6 – Rendement et coûts annuels de la réforme 1996 (par emploi créé, en Francs)

	Production	Coût total	Coût direct
	22492	24330	74986

Toutefois, malgré le coût budgétaire de la réforme, et donc la nécessité d'augmenter les prélèvements sur les ménages, le bien-être augmente ($\Delta W=1.0150\%$, Table 4). En effet, l'amélioration du sort des plus défavorisés, les chômeurs, augmente le bien-être espéré compte tenu de l'aversion au risque des ménages.

3.3 Comparaison avec d'autres profilages d'exonérations

Nous étudions maintenant les implications d'autres politiques d'exonération des charges patronales à coût budgétaire direct donné et à salaire minimum employé inchangé. Plus précisément, nous avons choisi, pour simplifier, de calculer le coût direct des exonérations sur la base de la distribution des salaires obtenue pour la réforme 1995-96, et non sur la distribution ex-post obtenue pour chaque réforme.

Nous comparons d'abord la réforme 1995-96 avec deux cas polaires : l'une concentrant les exonérations au smic, l'autre les étalant au maximum sur

¹³Notons que Laroque et Salanié [2000] estiment que cette réforme est auto-financée si l'on tient compte de l'ensemble de ces incidences sur les comptes.

¹⁴Cette estimation est à comparer avec celles des coûts *ex-ante* effectuées par Laroque et Salanié [2000] et Crépon et Desplatz [2001], respectivement de 43933 Frs et 82609 Frs par an et par emploi créé.

l'ensemble de la distribution des salaires. Nous cherchons ensuite l'étalement optimal de ces exonérations.

La réforme 1995-96 : un compromis satisfaisant. La réforme 1995-96 représente une situation intermédiaire entre deux réformes polaires. Le premier serait une baisse homothétique sur l'ensemble de la distribution des salaires permettant de minimiser les distorsions mais n'induisant qu'une légère baisse du coût du travail. La seconde consisterait en une baisse ciblée uniquement au niveau du Smic, qui provoquerait une forte baisse du coût du travail, mais qui introduirait une distorsion maximale.

TAB. 7 – Comparaison avec deux cas polaires (variations en % / équilibre de référence)

	\mathcal{Y}	\mathcal{W}	N	$E[k]$
Réforme 1995-96	0.3184	1.0560	2.2084	-2.0818
Exonération uniforme	0.1063	0.1705	0.3469	-0.3250
Exonération ciblée au Smic	-0.4215	-0.0692	3.5951	-3.1394

Dans le cas d'une exonération uniforme de 2 points, la baisse du coût du travail est relativement faible, ce qui se traduit par une diminution peu significative du taux de chômage. Le taux d'emplois vacants augmente peu, ce qui désincite faiblement les investissements en capital humain : ce dernier effet est renforcé par l'absence de distorsions dans l'allègement des charges patronales. Toutefois, cette politique est dominée par la réforme 1995-96 : la production n'augmente que de 0,1063%.

Si l'on considère une exonération uniquement au niveau du salaire minimum, le montant des exonérations de la réforme 1995-96 permettrait d'aller au-delà d'une exonération totale, et donc de subventionner, et ce à un taux important. Cependant, nous nous limitons au cas de l'exonération totale des charges patronales. Contrairement à la politique précédente, l'accent est mis sur l'abaissement important du coût du travail au niveau du salaire minimum. Les entreprises postent plus d'emplois vacants, le chômage diminue considérablement. Cependant, en favorisant la création d'emploi au salaire minimum, les entreprises investissent peu en capital humain, craignant particulièrement le débauchage de leurs employés. Le bilan est négatif par rapport à la réforme 1995-96, mais également relativement à la situation de référence.

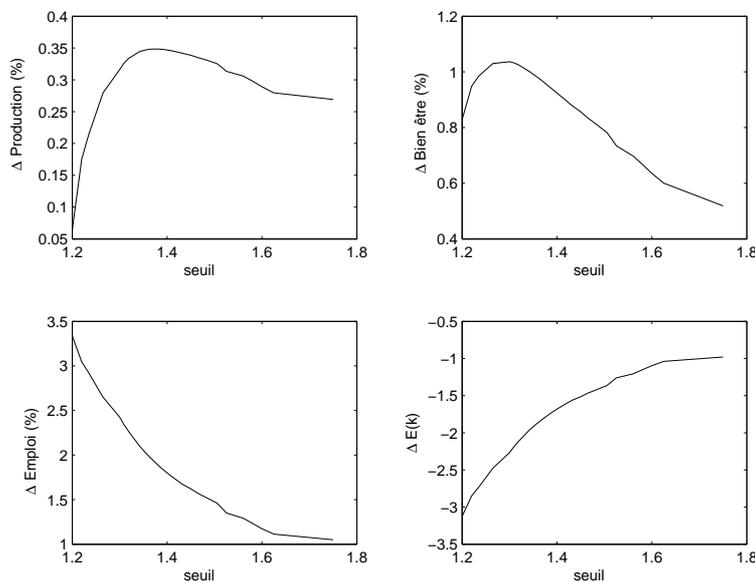
Finalement la réforme 1995-96 apparaît comme une stratégie performante en évitant de créer trop de postes faiblement productifs sans entraîner un

effet de dilution des exonérations de charges sur l'ensemble de la distribution des salaires. Cependant, rien n'assure qu'il s'agisse de la stratégie optimale d'exonérations de charges patronales. Faut-il diminuer l'intervalle d'exonérations ou au contraire l'élargir ?

Le profilage optimal. La baisse du coût du travail au niveau du smic est plus importante dans la réforme 1995-96 que dans le cas du smic optimal. Il n'est donc pas étonnant d'avoir une baisse du chômage plus importante, mais compensée en termes d'efficacité par la baisse de la productivité. Si la production augmente par rapport à la situation de référence, on reste éloigné de son niveau optimal. Le résultat sur le smic optimal semble indiquer que la réforme 1995-96 devrait être reprofilée en faveur d'un allègement des charges patronales sur un intervalle de salaires plus large impliquant une moindre exonération au niveau du smic.

On restreint ici la recherche d'un schéma d'exonérations de charges patronales à un profilage de type 1995-96, ie. dégressif de façon linéaire du smic jusqu'à un certain seuil (pour une enveloppe budgétaire ex-ante donnée). Cela revient en fait à déterminer le seuil optimal.

FIG. 4 – Profil optimal des allègements de charges



Sur le graphique 4, on remarque que la production maximale est atteinte pour une baisse de 13,5 points au smic, les exonérations décroissant ensuite linéairement jusqu'à 1,4 fois le smic. Il serait donc plus judicieux d'étaler sur un support plus large les exonérations de charges sociales. La produc-

tion nette augmente de 0.3461%. Naturellement, la hausse de l'emploi est plus faible (1.7731% dans ce cas, 2.1834% pour la réforme 1995-96), mais le stock de capital humain baisse dans une moindre mesure (-1.6559% contre -2.0399%).

Considérer le critère de bien-être revient à mettre plus de poids sur l'emploi étant donné la concavité de la fonction d'utilité des ménages. C'est pourquoi dans ce cas l'intervalle de salaires exonérés est plus faible (jusqu'à 1.3 fois le smic), ce qui se traduit par plus d'exonérations au smic.

Quelque soit le critère considéré, le profilage optimal s'avère proche de celui de la réforme 1995-96. Ce dernier apparaît ainsi comme un bon équilibre entre réduction du coût du travail au smic et intervalle des salaires couverts par une exonération des charges patronales.

4 Conclusion

L'objectif de ce papier était de réexaminer l'incidence de la baisses des charges patronales en prenant en compte leurs effets potentiellement négatifs sur la productivité moyenne. Les résultats de ce papier ont été obtenus sur la base d'une estimation qui ne retient que les ouvriers travaillant à temps complet. L'identification empirique des paramètres structurels du modèle a été effectuée de façon à reproduire les principales caractéristiques du marché du travail avant la réforme 1995-96, en particulier la distribution observée des salaires. En effet, la spécificité de notre travail est de proposer une maquette du marché du travail où les stratégies salariales et de créations d'emplois interfèrent non seulement entre elles mais également avec le niveau d'investissements en capital humain.

Soulignons d'abord que notre modèle est capable de reproduire le déplacement vers la gauche (les bas salaires) de la distribution observée des salaires qui s'est opéré à la suite de la réforme 1995-96, ce qui donne du crédit aux effets sur la productivité que nous révélons. Il apparaît alors que les baisses de cotisations patronales effectuées au milieu des années 90 ont eu certes un impact important sur l'emploi, mais qu'elles ont certainement provoqué une diminution de la productivité des postes de travail dans l'économie. Toutefois, globalement, la stratégie mise en place de baisse des charges patronales apparaît comme un très bon compromis entre une baisse homothétique sur l'ensemble de la distribution des salaires permettant de minimiser les distorsions mais n'induisant qu'une légère baisse du coût du travail, et une baisse ciblée uniquement au niveau du Smic, qui provoquerait une forte baisse du coût du travail, mais en induisant une distorsion maximale. Toutefois, un étalement de ces exonérations jusqu'à 1,4 fois le smic permettrait de gérer de

façon plus efficace l'arbitrage entre emploi et productivité.

Une première extension intégrant le temps partiel permettrait d'affiner l'incidence du *rmi* sur les décisions de retour vers l'emploi, les *rmistes* transitant largement par le temps partiel. Dans cette perspective, une extension des choix de participation tenant compte des interactions intra-ménage doit être considérée car la perception de certains minima sociaux est soumise à des conditions de ressources portant sur le ménage.

Enfin, plus fondamentalement, l'évaluation de réformes du marché du travail nécessite un bouclage fiscal : une modélisation intégrant l'ensemble des qualifications permettrait d'évaluer l'incidence des transferts fiscaux nécessaire au financement des politiques d'allègement des charges sur les bas salaires.

Références

- Abowd, J.A. et F. Kramarz, *The Cost of Hiring and Separations*, working paper 6110, NBER 1998.
- et —, *The Structure of Compensation in France and the US*, working paper, Cornell 2000.
- Attanasio, O.P., J. Banks, C. Meghir, et G. Weber, Humps and bumps in lifetime consumption, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1999, 17.
- Bontemps, C., J-M. Robin, et G.J. van den Berg, An Equilibrium Job Search Model with Search on the Job and Heterogenous Workers, *International Economic Review*, 1999, 40, 1039–1075.
- Burdett, P.A. et D. Mortensen, Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment, *International Economic Review*, 1998, 39, 257–273.
- et K. Judd, Equilibrium Price Dispersion, *Econometrica*, 1983, 51, 955–970.
- Butters, G.R., Equilibrium Distributons of Sales and Advertising Prices, *Review of Economic Studies*, 1977, 44, 465–491.
- Cahuc, P., Baisser les charges sociales : jusqu’où et comment?, *Revue Française d’Economie*, 2003, 17, 3–54.
- Chéron, A., J.O. Hairault, et F. Langot, *Labor market Institutions and the employment-productivity trade-off : a Wage posting approach*, working paper, Cepremap 2004.
- Cohen, D., Lefranc, et G. Saint-Paul, French Unemployment : A Transatlantic Perspective, *Economic Policy*, 1997, 25, 267–285.
- Collard, F., P. Fève, F. Langot, et C. Perraudin, A Structural Model for US Aggregate Job Flows, *Journal of Applied Econometrics*, 2002, 17 (3), 197–223.
- Crépon, B. et R. Desplatz, Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires, *Economie et Statistique*, 2001, (348), 3–24.
- CSERC, *Le Smic : salaire minimum et croissance*, La Documentation Française, 1999.
- Fève, P. et F. Langot, La méthode des moments généralisés et ses extensions : théorie et applications en macroéconomie, *Economie et Prévision*, 1995, 119, 139–170.
- Gallant, R. et G. Tauchen, Which Moments to Match?, *Econometric Theory*, 1996, 12 (4), 657–681.

- Gouriéroux, C., A. Monfort, et E. Renault, Indirect Inference, *Journal of Applied Econometrics*, 1993, 8, S85–S118.
- et —, *Simulation Based Econometric Methods* 1994. Core Lecture Series and Cambridge University Press.
- Hansen, L.P., Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Models, *Econometrica*, 1982, 50, 1269–1286.
- INSEE, *L'économie française*, Edition 2002-2003, 2002.
- Kramarz, F. et T. Philippon, The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment, *Journal of Public Economics*, 2001, 82, 115–146.
- Laroque, G. et B. Salanié, Une Décomposition du Non-Emploi en France, *Economie et Statistiques*, 2000, 331, 47–67.
- Malinvaud, E., Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique, *La documentation française*, 1998.
- Martin, J.P., Measures of Replacement Rates for the Purpose of International Comparisons : A Note, *OECD Economic Studies*, 1996, 26, 99–115.
- Mortensen, D., Equilibrium Wage Distributions : A Synthesis, in Theeuwes Hartog, Ridder, éditeur, *Panel Data and Labor Market Studies*, North-Holland, 1990.
- , Equilibrium Unemployment with Wage Posting : Burdett-Mortensen Meet Pissarides, in Jensen Kiefer Bunzel, Chrintensen et Mortensen, éditeurs, *Panel Data and Structural Labor Market Model*, Amsterdam : Elsevier, 2000.
- , *Wage Dispersion. Why Are Similar Workers Paid Differently ?*, Working paper, Northwestern University August 2002.
- Pissarides, C., *Equilibrium Unemployment Theory*, Basil Blackwell, 1990.
- Postel-Vinay, F. et J-M. Robin, Equilibrium Wage Dispersion with Worker and Employer Heterogeneity, *Econometrica*, 2002, 70, 2295–2350.
- Ridder, G. et G.J. Van den Berg, Empirical Equilibrium Search Models, in Kreps et Wallis, éditeurs, *Advances in Economics and Econometrics*, Cambridge University Press, 1997.
- Robin, J-M. et S. Roux, A Equilibrium Model of Labour Market with Endogenous Capital and Two-Sided Search, *Annales d'Economie et de Statistique*, 2002, 67/68, 257–307.
- Rosholm, M. et M. Svarer, *Wage, Training and Job Turnover in a Search-Matching Model*, Working paper 223, IZA December 2000.

Smith, A., Estimating Non-Linear Time Series Models Using Simulated Vector Autoregressions, *Journal of Applied Econometrics*, 1993, 8, S63–S84.