ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE. – N° 73 – 2004

Salaire minimum et emploi en présence de négociations salariales

Guy LAROQUE *, Bernard SALANIÉ**

RÉSUMÉ. – L'objet de cet article est d'étudier les effets des variations du salaire minimum sur l'emploi. Compte tenu des données utilisées, nous nous plaçons dans l'hypothèse où la rémunération est négociée de manière individuelle entre l'entreprise et le salarié. Une hausse du salaire minimum peut alors augmenter le bien-être des travailleurs si l'augmentation induite des salaires compense les pertes d'emploi. Les données suggèrent que la solution de KALAI-SMORODINSKY est mieux adaptée que la solution de NASH pour décrire les effets du salaire minimum en France. Nous procédons à l'estimation d'un modèle inspiré de nos travaux antérieurs sur données individuelles. Les résultats, décevants au regard de l'objectif initial, n'accordent aucun pouvoir de négociation aux entreprises.

Employment and the minimum wage with wage bargaining

ABSTRACT. – This paper studies the employment effects of the minimum wage when wages are negotiated at the individual level between firms and workers. Our data suggest that the Kalai-Samorodinsky solution fits the observations better than the NASH Solution. Results from estimating the model are rather disappointing, as they give no bargaining power to firms.

code JEL : J2

*CREST-INSEE et CNRS UMR 2773.

**CREST-INSEE, CNRS UMR 2773 et CEPR. Nous remercions Francis KRAMARZ, Jean-Marc ROBIN, Jean-Charles ROCHET et William THOMSON pour leur aide. Nous avons bénéficié des commentaires de Jean-Pierre LAFFARGUE et de deux rapporteurs anonymes. Les erreurs et imperfections qui pourraient subsister dans cet article nous sont entièrement imputables.

Introduction

Nous avons récemment publié plusieurs travaux cherchant à fournir une image globale du marché du travail des femmes en France (LAROQUE et SALANIÉ [2000, 2002, 2003]). Or le fonctionnement du marché du travail est étroitement lié au mode de détermination des salaires. Dans nos travaux antérieurs, nous avons supposé, lorsque nous nous intéressions aux effets du salaire minimum, que la demande de travail était parfaitement élastique et concurrentielle : toute personne de productivité supérieure au coût du salaire minimum se voyait proposer un emploi, et le coût du travail supporté par son employeur était égal à sa productivité [1]. Dans ces conditions, une augmentation du coût du salaire minimum a des conséquences très typées : les salariées rattrapées par le salaire minimum perdent leur emploi, mais la forme de la distribution des salaires au-delà du salaire minimum reste inchangée. Or le CSERC [1999] fait état de nombreux indices qui laissent à penser que les hausses du salaire minimum induisent une compression, au moins momentanée, du bas de la distribution des salaires. Il semble donc utile d'étudier un modèle de détermination des salaires compatible avec une diffusion des hausses de SMIC dans la hiérarchie des salaires.

L'objet, limité, de l'étude ci-après est de poser et d'estimer un tel modèle, tout en conservant l'essentiel de la spécification antérieure, et en particulier les interactions entre offre de travail et système socio-fiscal qui permettent de rendre compte en coupe instantanée des différences observées des taux d'emploi féminins dans la population, selon les revenus du conjoint, le diplôme, le nombre et l'âge des enfants, etc.

Nous retenons une fixation des salaires par négociation entre l'entreprise et son salarié au niveau individuel. Le paramètre important est le pouvoir de négociation des travailleurs, ici dénoté α. La littérature néglige généralement la complexité des négociations réelles et assimile α à l'exposant d'un modèle de marchandage de NASH, supposé constant. Un tel modèle, dont la version statique implique une concentration importante de salaires au niveau du salaire minimum et l'absence d'effets de diffusion, n'est pas adapté à notre objectif. Nous avons recours à une généralisation de la solution de KALAI-SMORODINSKY, qui permet de paramétrer l'ampleur de la diffusion. En revanche, nous maintenons l'hypothèse que α est constant. La section 1 est la partie théorique de l'article : elle décrit en détail les propriétés des solutions de NASH et de KALAI-SMORODINSKY lorsqu'il y a des prélèvements ou transferts de la puissance publique et un salaire minimum. Le salaire négocié donné par la solution de KALAI-SMORODINSKY est une fonction non linéaire très complexe de la productivité et de la désutilité du travail, qui ne sont pas observables. Ceci rend le calcul de la vraisemblance du modèle assez difficile. La section 2 montre comment nous spécifions et nous estimons notre modèle économétrique.

La mise en œuvre empirique de ce genre de modèle a une longue tradition en économie du travail. Au milieu des années 1980, la littérature a cherché à

1. Nous appellerons abusivement ce modèle le « modèle concurrentiel ».

tester les modèles de droit à gérer (où le pouvoir syndical implique une inefficacité [2]) contre les modèles de contrat efficace (où entreprises et syndicats se partagent les quasi-rentes sur la frontière de Pareto). Les tests, de puissance faible, reposent sur la présence ou non de variables décrivant les points de menace de l'une ou l'autre des parties dans les équations de salaires (BROWN-ASHENFELTER [1986], MACURDY-PENCAVEL [1986], SVEJNAR [1986]). Ils concluent en général en faveur du modèle de négociation, du fait de la significativité de variables représentatives de la puissance des deux parties (taux de chômage, etc..). Mais SVEJNAR [1986] obtient des coefficients de partage α qui varient considérablement selon les entreprises, balaient tout l'intervalle $[0,1]$ et sont même quelquefois négatifs ou supérieurs à 1. BROWN-ASHENFELTER [1986] insistent sur la difficulté qu'il y a à identifier le paramètre α qui dépend crucialement de la spécification précise choisie pour la description des points de menace, et notamment du revenu de non emploi ou salaire de réserve des employés. Plus récemment, l'idée que les salaires font l'objet d'un marchandage bilatéral entre l'employeur et le salarié est présente notamment dans le modèle WS-PS développé à la suite de LAYARD-NICKELL-JACKMAN [1991] et dans les modèles d'appariement (PISSARIDES [2000]). Cependant, la théorie de la négociation salariale sous-jacente n'a fait l'objet que de tests très indirects. Ainsi, LAYARD-NICKELL-JACKMAN n'examinent cette question que sur des données agrégées ; ils présentent des résultats qui suggèrent que le niveau et surtout la durée de versement des allocations chômage ont un effet positif sur le chômage. Plusieurs études cherchent à situer la position relative des branches dans la hiérarchie des salaires en régressant le taux de salaire dans une branche donnée sur un indicateur de la *capacité à payer* des entreprises de cette branche. ABOWD et LEMIEUX [1993] instrumentent ainsi la capacité à payer par les prix des importations et des exportations sur données canadiennes et trouvent que le poids des travailleurs dans la négociation est de l'ordre de $0,2$. ABOWD et ALLAIN [1996] améliorent cette approche en utilisant les estimations des effets-personnes de ABOWD, KRAMARZ et MARGOLIS [1999] pour estimer le salaire de réservation des travailleurs. Ils obtiennent sur données françaises une valeur de α proche de $0,4$. BLANCHFLOWER, OSWALD et SANFEY [1996] utilisent des données portant sur l'industrie américaine et obtiennent une estimation de α plus faible que les précédentes. VAN REENEN [1996] obtient une valeur de $0,3$ sur données britanniques et GIANELLA [2002] et KRAMARZ [2002] des valeurs proches de $0,2$ sur données françaises. HOSKEN et MARGOLIS [1997], qui utilisent une approche plus structurelle, obtiennent des valeurs de α de $0,5$ pour la négociation sur les salaires et $0,7$ pour la négociation sur l'emploi. Quant à la littérature économétrique sur les modèles d'appariement, elle suppose le plus souvent que les salaires sont affichés par les entreprises et ne font pas l'objet d'un marchandage. Parmi les exceptions, on peut citer ECKSTEIN et WOLPIN [1995] qui retiennent l'idée d'un marchandage individuel entre l'entreprise et chaque salarié, mais ne peuvent identifier le paramètre α.

Notre approche est très différente de celle de la littérature : nous travaillons sur données individuelles de salariés. Le gain à l'emploi du point de vue de

---

2. C'est dans ce contexte que le salaire minimum est susceptible de fournir des gains d'efficacité en renforçant le pouvoir syndical (DICKENS-MACHIN-MANNING [1999]). Notre étude exclut d'emblée cette possible raison d'être du salaire minimum.

l'entreprise est la différence entre productivité et coût du travail, alors que le surplus du salarié fait intervenir la complexité du système fiscalo-social, et des taux de prélèvement variables selon la composition familiale et les revenus du conjoint. Il n'est pas étonnant dans ces conditions qu'en estimant le modèle de négociation individuelle sur un échantillon de femmes tiré de l'Enquête Emploi 1999, nous trouvions dans la section 3 une valeur de α égale à un. En fait, nous montrons sur un cas d'école qu'une erreur sur la mesure du surplus de l'entreprise (comme cela peut être le cas dans la littérature évoquée au paragraphe précédent) tend à biaiser l'estimation de α vers 0, alors qu'une erreur dans la mesure du point de menace du salarié biaise α vers 1. Il serait préférable de construire un modèle de négociation collective au niveau de l'entreprise (voir par exemple le chapitre 5 de CAHUC et ZYLBERBERG [2000]), mais outre les difficultés théoriques d'agrégation de situations individuelles très différentes que cela soulève, un tel modèle serait difficilement estimable sur des données telles que celles de l'Enquête Emploi.

Nous revenons en conclusion sur l'idée que notre estimateur de α est peut-être biaisé vers le haut. Nous choisissons une valeur raisonnable de α et analysons l'effet du salaire minimum sur plusieurs mesures du bien-être.

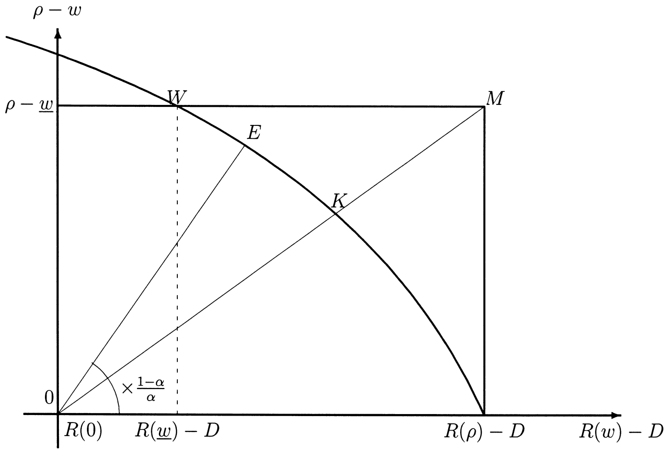
1 La théorie de la négociation salariale

Chaque individu est caractérisé par une productivité ρ et une désutilité du travail D. Ces grandeurs correspondent à un emploi à temps plein (nous négligeons les possibilités d'emploi à temps partiel, et plus généralement les variations de la durée du travail). Le passage de la rémunération au revenu disponible met en jeu le système socio-fiscal à travers le barème complexe de prélèvements et de transferts. Nous le résumons par une fonction R qui associe au coût du travail w supporté par l'employeur le revenu net $R(w)$ du ménage de la personne concernée. La fonction R dépend du salaire du conjoint et retrace le jeu des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS, de l'impôt sur le revenu, des prestations familiales, des allocations logement, de la taxe d'habitation et du RMI. Elle dépend de manière implicite mais cruciale des caractéristiques du ménage : présence et salaire éventuel d'un conjoint, nombre et âge des enfants, type de logement… Nous supposerons dans cet exposé théorique que R est continûment différentiable et strictement croissante ; nous reviendrons plus loin sur cette hypothèse.

Un emploi à temps plein rémunéré au coût du travail w rapporte $(\rho - w)$ à l'employeur et $(R(w) - D)$ à l'employé. Sur la figure 1, le lieu des contrats efficaces est la courbe décroissante qui passe par les points W, E, K : c'est le lieu des points de la forme $(R(w) - D, \rho - w)$ quand w varie. En l'absence d'accord, le travailleur a une utilité donnée par $R(0)$ et l'entreprise un profit nul. Le coût du travail w est compris entre le coût du salaire minimum $\underline{w}$ (la législation est appliquée, et la partie utile de la courbe des contrats est située en dessous du point W) et la productivité ρ (sinon l'entreprise préférerait ne pas employer la personne) ; on en déduit immédiatement que si $\rho < \underline{w}$ ou si $R(\rho) < R(0) + D$, le travailleur sera sans emploi, et ce quel que soit le

FIGURE 1

La solution de Kalai-Smorodinsky



concept de solution adopté. Supposons maintenant que $\rho > \underline{w}$ et $R(\rho) > R(0) + D$. Alors il existe des valeurs de w telles que l'emploi procure un surplus positif aux deux parties et la théorie du marchandage vise à sélectionner l'une de ces valeurs parmi l'ensemble des possibles.

Considérons par exemple la solution de NASH pondérée. Celle-ci affecte un pouvoir de négociation $0 < \alpha < 1$ au travailleur, et prédit que le salaire s'établit à la solution du programme

$$\max_{w \geqslant \underline{w}} (R(w) - D - R(0))^{\alpha} (\rho - w)^{1-\alpha}$$

Il est facile de voir que si R est concave (ce qui traduit un barème d'imposition nette progressif sur le domaine considéré), l'objectif est strictement log-concave. Un calcul simple montre que si

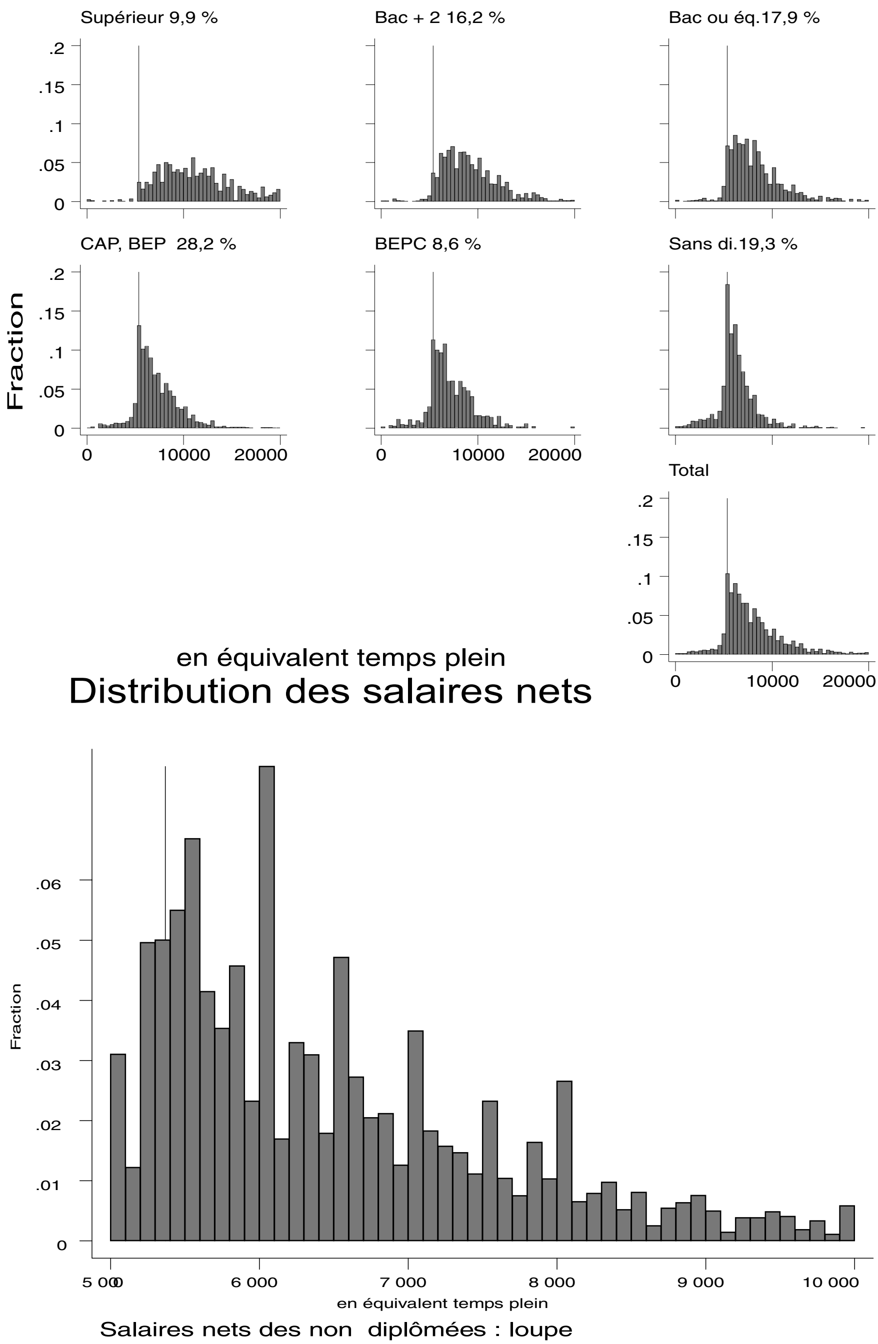
$$\rho < \overline{\rho} = \underline{w} + \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{R(\underline{w}) - D - R(0)}{R'(\underline{w})}$$

alors l'objectif est décroissant sur $[\underline{w}, \rho]$ et le salaire négocié est $w = \underline{w}$. Quand $\rho > \overline{\rho}$, le salaire négocié est défini de manière unique par la condition du premier ordre

$$\alpha \frac{R'(w)}{R(w) - D - R(0)} = \frac{1-\alpha}{\rho - w}$$

et ne dépend donc pas du salaire minimum. Sur la figure 1, il correspond à un point de contact entre la courbe des contrats et une famille de courbes de niveau hyperboliques asymptotes aux deux axes. La solution de NASH prédit donc un point d'accumulation dans la distribution des salaires au niveau du salaire minimum et une diffusion nulle des hausses de salaire minimum au-delà. Ces deux propriétés paraissent contredire l'observation empirique.

FIGURE 2
Les salaires dans l'échantillon



D'après la figure 2 (où le salaire minimum est représenté par une ligne verticale), la distribution des salaires observée en France ne semble pas présenter de point d'accumulation, au-delà des erreurs d'arrondi. Compte tenu du pas de calcul de l'histogramme, il est difficile dans le haut de la figure de décider si, par exemple pour les non diplômées, la distribution est tronquée ou bien présente un point d'accumulation (une forte concentration d'observations) au salaire minimum. La partie basse de la figure 2 donne une vision rapprochée, avec un pas de 100 francs, de l'histogramme de la distribution des salaires nets des non diplômées entre 5 000 et 10 000 francs mensuels. Elle ne fait pas apparaître de point d'accumulation au niveau de la ligne verticale qui représente le SMIC, peut-être parce que les salariées rémunérées officiellement au SMIC perçoivent souvent des rémunérations complémentaires. La solution de Nash n'est pas non plus compatible avec l'idée généralement admise que les hausses de salaire minimum se diffusent dans la hiérarchie des salaires.

Le point d'accumulation au salaire minimum et l'absence de diffusion sur la distribution des salaires sont liés à l'axiome d'indépendance des choix non pertinents qui sous-tend la solution de NASH. Cet axiome implique en particulier que si le salaire négocié est supérieur au salaire minimum, alors une hausse marginale du salaire minimum n'a aucun effet sur le salaire négocié. Il semble donc qu'il faille renoncer à cet axiome pour serrer au plus près l'observation. Nous nous intéressons dans cet article à un concept de solution qui ne présente pas ces inconvénients : la solution de KALAI-SMORODINSKY [1975]. Celle-ci remplace l'axiome d'indépendance des choix non pertinents par un axiome de monotonie individuelle qui exprime que si le gain maximal possible d'une des parties augmente, alors son surplus négocié doit également augmenter. Dans le problème de négociation salariale, le gain maximal de l'entreprise est obtenu quand le salaire négocié est égal au salaire minimum : il est égal à $(\rho - \underline{w})$. L'axiome de monotonie individuelle implique que le salaire négocié augmente avec le salaire minimum. La solution de KALAI-SMORODINSKY induit donc une diffusion des hausses de salaire minimum. Géométriquement, sur la figure 1, cette solution est représentée par le point K, intersection du lieu des négociations efficaces avec le segment OM qui relie le point de menace $(R(0),0)$ au point des gains maximaux $(R(\rho) - D, \rho - \underline{w})$. Analytiquement, le salaire négocié est donné par

$$\frac{R(w) - R(0) - D}{R(\rho) - R(0) - D} = \frac{\rho - w}{\rho - \underline{w}}$$

Nous nous intéressons en fait à la solution asymétrique (voir par exemple THOMSON [1994]) qui assigne un pouvoir de négociation $0 < \alpha < 1$ au travailleur : on multiplie la pente du segment OM par le facteur $(1 - \alpha)/\alpha$, d'autant plus petit que le pouvoir des salariés est fort, et la solution se trouve au point E d'intersection de la demi droite ainsi obtenue avec le lieu des points efficaces. Pour $\alpha = 1/2$, on retrouve la solution de KALAI-SMORODINSKY K. Pour $\alpha > 1/2$, il y a toujours un point d'intersection, et le salaire croît en α. Pour $\alpha < 1/2$, lorsque $R(\underline{w}) - D > R(0)$, cas représenté sur la figure 2, il y a une valeur limite de α au dessous de laquelle les entreprises souhaiteraient fixer un salaire inférieur au salaire minimum, mais butent sur la contrainte institutionnelle du SMIC. Au total, la valeur du salaire associée à la solution généralisée de KALAI-SMORODINSKY est solution de

$$\text{(1)} \qquad \frac{1}{\alpha}\frac{R(w)-R(0)-D}{R(\rho)-R(0)-D}=\frac{1}{1-\alpha}\frac{\rho-w}{\rho-\underline{w}}$$

et le résultat retenu est le maximum de cette solution et du salaire minimum $\underline{w}$. Nous montrons formellement en Appendice le lemme suivant.

LEMME 1 : *Supposons la fonction $R(w)$ croissante et continue. Alors pour les valeurs de (ρ,D) qui vérifient*

$$\rho \geqslant \underline{w} \quad \textit{et} \quad R(\rho) \geqslant R(0)+D$$

la négociation salariale a un résultat unique w, égale au maximum de $\underline{w}$ et de la solution de (1), tel que

$$w \leqslant \rho \quad \textit{et} \quad R(w) \geqslant R(0)+D.$$

Cette solution w est croissante en $(\rho,D,\underline{w},\alpha)$. De plus, pour $\alpha > 1/2$,

$$\rho=\underline{w} \Leftrightarrow w=\underline{w}$$

Par construction, le salaire négocié dépend du salaire minimum mais ne coïncide jamais avec celui-ci lorsque $\alpha \geqslant 1/2$, sauf dans le cas de mesure nulle où $\rho=\underline{w}$. Il n'y a pas de point d'accumulation des salaires au salaire minimum dès lors que α est supérieur à 1/2 . Les propriétés qualitatives de la solution de KALAI-SMORODINSKY ne contredisent pas dans ce cas les deux faits stylisés mentionnés plus haut, qui nous ont fait écarter la solution de NASH.

On remarquera que le salaire négocié croît en la désutilité du travail. Ainsi et toutes choses égales par ailleurs, la présence d'enfants doit augmenter le salaire négocié. Ce résultat fait abstraction de phénomènes susceptibles d'apparaître dans des modèles de recherche d'emploi. Si par exemple les femmes sans enfant ont des coûts de recherche d'emploi plus faibles que les femmes qui ont des enfants, il est possible qu'elles obtiennent un salaire plus élevé, alors même qu'elles ont une désutilité du travail plus faible.

Il est intéressant d'examiner les propriétés de statique comparative du modèle lorsque le salaire minimum varie, pour une valeur de α strictement inférieure à 1. On peut distinguer ce qui arrive à une personne type, caractérisée par un couple (ρ,D), et à l'économie dans son ensemble, représentée par une distribution de probabilité de densité $g(\rho,D)$ sur $\mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}$. Pour simplifier, nous ferons abstraction de la présence éventuelle d'un conjoint.

Une personne est employée lorsque la variable $E(\rho,D)$, définie par

$$E(\rho,D)=1\!\!1_{\rho>\underline{w}}\,1\!\!1_{R(\rho)>R(0)+D},$$

est égale à 1. Le taux d'emploi dans l'économie est donné par $\int E(\rho,D)g(\rho,D)d\rho dD$. Étant donné le salaire négocié $w(\rho,D)$ d'un employé type, le salaire moyen w_{moy} est égal à

$$w_{\text{moy}}=\frac{\int w(\rho,D)E(\rho,D)g(\rho,D)d\rho dD}{\int E(\rho,D)g(\rho,D)d\rho dD}.$$

On peut également étudier diverses mesures du bien-être. On peut tout d'abord distinguer deux mesures du bien-être des travailleurs en équivalent monétaire. La première se place à législation fixe, c'est-à-dire à fonction R donnée ; le bien-être de la personne de caractéristique (ρ, D) est alors défini par

$$B_F(\rho, D) = [R(w(\rho, D)) - D)]E(\rho, D) + R(0)(1 - E(\rho, D)).$$

Notre deuxième mesure prend en compte le fait qu'une variation du salaire minimum modifie l'excédent budgétaire des administrations publiques, égal à

$$\int \{[w(\rho, D) - R(w(\rho, D))]E(\rho, D) - R(0)(1 - E(\rho, D))\}g(\rho, D)d\rho dD.$$

Il est donc intéressant de considérer le bien-être agrégé des employées à solde budgétaire équilibré, qui s'obtient en éliminant la fonction R dans l'expression de B_F :

$$B_E = \int [w(\rho, D) - D]E(\rho, D)g(\rho, D)d\rho dD.$$

Enfin, il est naturel de rajouter les profits des entreprises $(\rho - w)$, distribués à certains des membres de l'économie, à cette expression pour obtenir le bien-être total

$$B_T = \int [\rho - D]E(\rho, D)g(\rho, D)d\rho dD.$$

LEMME 2 : *Sous les hypothèses du lemme 1, pour* $1/2 < \alpha < 1$, *à fonction R fixée, l'emploi décroît avec le salaire minimum. Le salaire moyen est une fonction croissante du salaire minimum. Le sens de variation du bien-être des travailleurs, à législation fixe ou à budget de l'état équilibré, est ambigu, à législation fixe comme à budget de l'état équilibré. Si pour tout* ρ, $R(\rho) < \rho + R(0)$, *le surplus social total* B_T *à fonction R fixée est une fonction décroissante du salaire minimum.*

DÉMONSTRATION : La définition de $E(\rho, D)$ implique immédiatement la décroissance en $\underline{w}$.
Lorsque le salaire minimum augmente, la distribution des salaires est tronquée plus haut et le salaire moyen des employées augmente donc lui aussi. De plus, d'après le lemme 1, ce salaire croît avec $\underline{w}$. Ces deux effets du salaire minimum se traduisent par une croissance du salaire net moyen avec $\underline{w}$.
Les expressions de B_F et de B_E font apparaître le produit de l'emploi qui diminue avec $\underline{w}$ et du salaire qui augmente : leur sens de variation est donc ambigu. En revanche, sous l'hypothèse vérifiée en pratique que le revenu après impôt est inférieur à la somme de la productivité et du revenu de subsistence, ρ est supérieur à D pour toute personne employée. La décroissance de E en le salaire minimum implique donc celle de B_T.

2 Spécification économétrique et méthode d'estimation

Pour mettre en œuvre le modèle théorique défini dans la section précédente, il nous suffit de spécifier économétriquement une équation de productivité (qui donne ρ) et une équation de participation (qui repose sur D). La difficulté provient de ce qu'on n'observe ni ρ ni D, mais simplement le fait qu'une femme a un emploi ou non et, si elle a un emploi, son salaire négocié w qui dépend de ρ et de D. La spécification que nous retenons ici s'appuie sur nos travaux antérieurs (LAROQUE et SALANIÉ [2000], [2002], [2003]). La décision de participation est liée au revenu tiré de l'activité. Le salaire minimum exclut de l'emploi les personnes trop peu qualifiées. Enfin, même pour les femmes très qualifiées qui souhaitent travailler, il y a une probabilité de se trouver en non emploi frictionnel ou conjoncturel, ce que nous appelons *autre non emploi*. L'innovation de cet article tient uniquement à la détermination du salaire, qui ne résulte plus de l'égalité du coût du travail à la productivité comme précédemment, mais d'une négociation entre l'entreprise et l'employée selon les termes décrits dans la section précédente.

La productivité ρ est représentée par l'équation linéaire

$$\ln\rho = Xa + \sigma\varepsilon,$$

où les variables explicatives X comprennent l'âge de fin d'études, son carré, l'expérience (mesurée, faute de mieux, par la différence entre l'âge au moment de l'enquête et l'âge de fin d'études) et son carré, et des indicatrices de diplôme. La productivité n'est pas observée directement. Elle détermine, conjointement avec la désutilité du travail et le revenu d'inactivité, le coût du travail des employées lors de la négociation, par la formule (1). C'est par ce biais que nous pourrons estimer les paramètres a et σ. Notons que notre mise en œuvre de la solution de KALAI-SMORODINSKY suppose que le salaire minimum est une barrière infranchissable : il est illégal de rémunérer une employée au-dessous du (coût du) salaire minimum, et cette loi est parfaitement respectée. Dans ces conditions, une femme qui souhaite travailler et dont la productivité ρ est inférieure au coût du salaire minimum à temps plein $\underline{w}$ ne pourra pas trouver un emploi.

Nous dérivons la décision de participation d'un modèle à choix multiple où l'individu est supposé comparer les équivalents monétaires suivants des utilités de deux états [3] :

$$\begin{cases} R(w) - d + \dfrac{\eta_1}{\gamma}(\text{travail à temps plein}) \\ R(0) + r\varepsilon + \dfrac{\eta_0}{\gamma}(\text{non-participation}). \end{cases}$$

3. Nous écartons de cette étude les femmes qui travaillent à temps partiel (LAROQUE et SALANIÉ [2003] analysent un modèle à trois états, en rajoutant le travail à mi-temps).

Le premier terme de chacune des formules fait intervenir la fonction $R(w)$. Par définition, cette fonction donne les ressources financières nettes du ménage quand la femme travaille à un coût w pour l'employeur ; nous notons $R(0)$ les ressources financières nettes du ménage quand la femme ne travaille pas. Cette fonction dépend d'arguments implicites dont les plus importants sont le salaire éventuel du conjoint et la composition familiale du ménage ; elle résulte de l'application mécanique des barèmes et ne dépend d'aucun paramètre à estimer.

Le terme d représente les facteurs observables par l'économètre de la désutilité du travail. On remarquera que selon les termes du modèle théorique,

$$D = d + r\varepsilon + \frac{\eta_0 - \eta_1}{\gamma}.$$

On pose :

$$d = Z\beta = R(0)Z_r\beta_r + Z_c\beta_c,$$

où Z_r et Z_c sont des vecteurs de variables explicatives qui comprennent l'âge de la femme, son statut marital, le nombre et l'âge des enfants du ménage. La présence de $R(0)$ dans ces désutilités mérite commentaire. D'une part, les équations de participation habituellement estimées prennent en compte un effet revenu qui passe par les revenus non-salariaux de l'individu considéré, ce qui correspond exactement à $R(0)$ dans nos notations. Par ailleurs, la désutilité du travail dépend en partie des coûts de garde des enfants, qui varient habituellement avec le niveau de revenus du ménage, dont $R(0)$ est un indicateur simple.

Enfin, les facteurs stochastiques inobservables du choix de participation sont représentés par les variables η qui sont supposées indépendamment et identiquement distribuées selon une loi à valeurs extrêmes, si bien que la probabilité de participation, du point de vue de l'économètre [4], est donnée par l'expression logit habituelle :

$$p = \frac{a_e}{a_e + a_{ne}},$$

où

$$\begin{cases} a_e & = & \exp\left(\gamma(R(w) - d)\right) \\ a_{ne} & = & \exp\left(\gamma(R(0) + r\varepsilon)\right). \end{cases}$$

Le terme $r\varepsilon$ autorise une corrélation entre l'équation de productivité et le choix de participation. Si r est par exemple positif, les femmes qui ont une productivité inhabituellement élevée au regard de leurs caractéristiques observées sont aussi celles qui sont le plus réticentes à se porter sur le marché du travail, toutes choses égales par ailleurs.

À ce stade, une femme ne peut trouver un emploi que si elle le souhaite (compte tenu de l'accroissement de ressources que son salaire procurera à son ménage) et si elle est suffisamment productive pour que les employeurs lui

4. La femme qui prend la décision connaît les valeurs prises par les variables η, et choisit la perspective qui lui donne la plus grande utilité, en équivalent monétaire.

offrent un salaire supérieur au salaire minimum. Toutefois, il existe certainement des femmes qui souhaitent travailler, sont suffisamment productives pour gagner le salaire minimum, mais ne parviennent pas à obtenir un emploi. Il se peut par exemple que ces femmes soient en transition entre deux emplois (chômage frictionnel), ou qu'elles soient victimes d'une conjoncture défavorable (chômage keynésien). L'idéal serait bien évidemment de pouvoir modéliser ces deux causes de non-emploi (et éventuellement d'autres) de manière structurelle. Nous nous limitons dans cette étude à postuler l'existence d'une probabilité de trouver un emploi conditionnelle à ce que l'on en cherche un et que l'on soit suffisamment productive pour être susceptible d'en obtenir un. Ainsi, nous notons P la probabilité [5] qu'une femme qui souhaite travailler et dont la productivité ρ est supérieure au coût du salaire minimum obtienne effectivement un emploi.

Compte tenu de l'hétérogénéité des situations résumées dans l'autre non-emploi, nous nous sommes contentés d'autoriser la probabilité P à dépendre de l'âge et du diplôme j des femmes concernées. Après plusieurs expérimentations, nous avons finalement retenu la forme suivante :

$$P = \exp(-\delta_j^2 - \delta^2(\text{âge} - 25)),$$

où δ et les δ_j sont des paramètres à estimer.

Cette forme fonctionnelle est clairement *ad hoc*, mais elle ajuste mieux les données que d'autres que nous avons essayées – et elle a l'avantage évident de contraindre ces probabilités à évoluer entre 0 et 1, puisque l'argument de l'exponentielle est par construction toujours négatif.

L'identification des diverses équations du modèle de négociation présente des similitudes avec celle du modèle concurrentiel, mais aussi une différence importante. Comme dans le modèle concurrentiel (voir LAROQUE et SALANIÉ [2002], [2003]), certaines équations sont identifiées non paramétriquement. Ainsi la forme de P est observable dès lors qu'il existe des personnes qui désirent travailler et qui ont un salaire potentiel très élevé du fait de leur niveau d'études et de leur expérience : la seule raison qu'elles soient en non emploi est le facteur P. De même, la forme *réduite* de l'équation de salaire issue de la négociation est non paramétriquement identifiable au-dessus du salaire minimum (en dessous, l'identification repose sur les hypothèses faites sur la distribution des aléas). Dans le modèle concurrentiel, l'identification séparée de la demande (équation de productivité) et de l'offre (équation de participation) venait de l'exclusion des diplômes de l'équation de participation et de l'exclusion des variables représentatives de la situation familiale (nombre d'enfants,...) de l'équation de productivité. Mais ici la négociation mélange tout : l'identification de la productivité et de la participation dépend crucialement de la forme précise de la solution de KALAI-SMORODINSKY.

Le calcul de la vraisemblance diffère selon que la personne est ou non employée. Dans le premier cas, on observe le coût de son travail w, pas dans le second. L'élément essentiel du calcul est la densité jointe inconditionnelle du couple (D,ρ) qui s'écrit :

5. Il ne faut pas confondre p, qui désigne la probabilité de participation du seul point de vue de l'économètre, et ce P qui décrit l'action d'un aléa tant du point de vue de la personne considérée que de l'économètre.

$$g(D,\rho) = \frac{1}{\sigma\rho}\phi\left(\frac{\ln\rho - Xa}{\sigma}\right)\gamma L\left[\gamma\left\{D - Z\beta - r\left(\frac{\ln\rho - Xa}{\sigma}\right)\right\}\right],$$

où $\phi(x) = \exp(-x^2/2)/\sqrt{2\pi}$ et $L(x) = \exp(-x)/[1+\exp(-x)]^2$ sont les densités respectives de la loi normale centrée réduite et de la loi logistique. Intervient également l'expression de la probabilité P.

Considérons d'abord le cas d'une personne sans emploi. Il nous faut calculer la probabilité de ne pas être employée lorsqu'on ne connaît pas w. Pour ce faire, on calcule la probabilité inconditionnelle d'être employée, P_E, la probabilité cherchée étant le complément à un de cette grandeur. Sauf chômage conjoncturel ou frictionnel, on est employé dès lors que les deux conditions du lemme, $\rho \geqslant \underline{w}$ et $R(\rho) \geqslant R(0) + D$, sont vérifiées. Donc :

$$P_E = P\int_{\underline{w}}^{\infty} d\rho \int_{-\infty}^{R(\rho)-R(0)} g(D,\rho)dD.$$

La dernière intégrale a une expression analytique explicite (logistique), ce qui nous ramène à une intégrale simple :

$$P_E = P\int_{\underline{w}}^{\infty} \frac{1}{\sigma\rho}\phi\left(\frac{\ln\rho - Xa}{\sigma}\right) \frac{1}{1+\exp\left[-\gamma\left\{R(\rho) - R(0) - Z\beta - r\frac{\ln\rho - Xa}{\sigma}\right\}\right]}d\rho.$$

Cette intégrale est calculée numériquement par une approximation de GAUSS-LAGUERRE avec huit points [6].

Analysons maintenant le cas d'une personne employée à un coût du travail w. Il nous faut cette fois calculer la probabilité d'être employée, $P_{E,w}dw$, avec un coût du travail compris entre w et $(w + dw)$.

Dans le plan (D,ρ), l'ensemble des couples qui peuvent conduire à un w donné, $w \geqslant \underline{w}$, est une courbe dans une portion du plan limitée par $\rho \geqslant w$ et $D \leqslant (R(w) - R(0))$, courbe définie implicitement par l'équation (1). Cette équation donne une expression explicite de D en fonction de ρ et w, crois-

6. Rappelons que l'approximation de GAUSS-LAGUERRE est donnée par

$$\int_0^{\infty} f(\varepsilon)d\varepsilon \equiv \sum_{i=1}^{8} q_i e^{\varepsilon_i} f(\varepsilon_i)$$

où les points ε_i et les poids q_i sont tabulés dans les ouvrages d'analyse numérique. Une application naïve de cette formule se heurte au fait que les ε_i tabulés sont relativement petits par rapport à l'ordre de grandeur de ρ, si bien que l'échantillonnage résultant de l'intégrale est de mauvaise qualité. Pour appliquer la méthode de GAUSS-LAGUERRE, nous choisissons donc huit valeurs pour ρ de la forme $\rho_i = \underline{w}\exp(0{,}3\varepsilon_i)$, où 0,3 est l'ordre de grandeur de l'écart-type des équations de Mincer sur le logarithme du coût du travail et ε_i les valeurs de la table de GAUSS-LAGUERRE. L'intégrale est alors calculée par la formule :

$$\int_{\underline{w}}^{\infty} f(\rho)d\rho \equiv \sum_{i=1}^{8} 0{,}3 q_i e^{\varepsilon_i}\rho_i f(\rho_i).$$

sante en w, dès lors que α est différent de 1. Pour $\alpha = 1$, on retombe sur le modèle concurrentiel où le coût du travail est égal à la productivité, $\rho = w$: la courbe n'est plus paramétrable en ρ ; on ne peut calculer D en fonction de ρ. Comme le cas $\alpha = 1$ est important, il nous faut une méthode de calcul robuste au voisinage de cette valeur. Nous avons donc choisi de résoudre numériquement l'équation implicite en ρ, en paramétrant en D. Soit $\rho(w,D)$ la solution, définie pour $D \leqslant R(w) - R(0)$. À D fixé, la probabilité que le coût du travail soit compris entre w et $w + dw$ est, d'après la formule de changement de variable [7] :

$$g(D,\rho(w,D))\frac{\partial\rho}{\partial w}(w,D)dw,$$

ce qui donne l'expression :

$$P_{E,w} = P\int_{-\infty}^{R(w)-R(0)} g(D,\rho(w,D))\frac{\partial\rho}{\partial w}(w,D)dD.$$

Aux points de différentiabilité de $R(w)$, le théorème des fonctions implicites donne :

$$\frac{\partial\rho}{\partial w}(w,D) = \frac{(1-\alpha)(\rho-\underline{w})R'(w)+\alpha[R(\rho)-R(0)-D]}{\alpha(\rho-w)R'(\rho)+\alpha[R(\rho)-R(0)-D]-(1-\alpha)[R(w)-R(0)-D]},$$

où la valeur de ρ au second membre est égale à $\rho(w,D)$. Le calcul pratique est plus compliqué que dans le cas des non employées. Là aussi, on approxime l'intégrale par la formule de GAUSS-LAGUERRE avec huit points en renormalisant les ε_i tabulés [8].

3 Données et résultats d'estimation

L'estimation porte sur un échantillon de femmes âgées de 25 à 49 ans, constitué à partir de l'enquête Emploi de janvier 1999. Nous avons choisi de travailler sur une population féminine, dont la décision de participation est notoirement plus facile à modéliser. L'enquête ne dit rien sur les pensions de

7. La fonction $\rho(w,D)$ est strictement croissante en w pour α supérieur à 1/2, comme le montre la formule de la dérivée partielle plus bas.

8. Les valeurs choisies pour D sont de la forme $D_i = R(w) - R(0) - \varepsilon_i/0{,}0004$, où 0,0004 est voisin des valeurs estimées de γ dans nos travaux antérieurs. La difficulté est que l'on n'a pas d'expression explicite pour $\rho(w,D_i)$, solution en ρ de (1) pour $D = D_i$. Cette équation ne dépend des paramètres à estimer qu'à travers α. Pour réduire le temps de calcul, on la résout une fois pour toutes sur une grille de dix valeurs de α entre 0,51 et 1. La valeur de $\rho(w,D_i)$ au cours des itérations est calculée par interpolation sur cette grille de dix valeurs. La fonction R n'est pas différentiable, et présente même des points de discontinuité ; la valeur de $R'(\rho)$, qui rentre dans la formule de $\partial\rho/\partial w$ est prise égale à $[R(\rho+100)-R(\rho)]/100$. Finalement, on a :

$$\int_{-\infty}^{R(w)-R(0)} g(D,\rho(w,D))\frac{\partial\rho}{\partial w}(w,D)dD \equiv \sum_{i=1}^{8}\frac{q_i}{0{,}0004}e^{\varepsilon_i}g(D_i,\rho(w,D_i))\frac{\partial\rho}{\partial w}(w,D_i).$$

retraites, les préretraites et les revenus non salariaux. Ce manque d'information délimite les contours de notre étude. Nous excluons ainsi les ménages dont un des membres a plus de 55 ans (dont une proportion non négligeable est en préretraite) et ceux dont un des membres est travailleur indépendant ou employeur (l'enquête ne donne que les revenus salariaux). Nous avons également exclu les fonctionnaires, que leurs modalités de recrutement et leurs carrières placent dans un monde un peu à part et dont la détermination des salaires ne passe pas par une négociation individuelle.

Nous écartons les salariées employées qui déclarent travailler à temps partiel, ou qui déclarent une durée de travail hebdomadaire inférieure à trente heures ou supérieure à cinquante. Nous laissons de côté le petit nombre d'employées qui déclarent un salaire horaire inférieur au salaire minimum. Enfin nous ne retenons pas six observations de femmes employées dont le revenu au travail $R(w)$ est inférieur au revenu que leur prédit notre modèle du système socio fiscal $R(0)$ si elles restaient inactives : ces observations contredisent directement l'hypothèse de croissance de la fonction R, qui est essentielle pour le calcul de la vraisemblance. Le traitement approprié de ces cas nous a semblé trop lourd en regard des bénéfices à en attendre.

En définitive, nous travaillons sur 13 831 observations représentant 4,5 millions de femmes, se décomposant en 10 573 femmes en couple et 3 258 isolées, 6 734 employées et 7 097 sans emploi. Le salaire net mensuel des employées de l'échantillon est de 8 600 francs. Lorsqu'elles sont en couple, leur conjoint travaille dans 88,3 % des cas. La distribution des diplômes des femmes de l'échantillon figure dans le tableau 1. Les femmes

TABLEAU 1
Distribution de l'échantillon par diplômes

Diplôme supérieur	0,085
Baccalauréat + 2 ans	0,124
Baccalauréat, brevet prof. ou équiv.	0,150
CAP, BEP ou équivalent	0,269
BEPC seul	0,084
Aucun diplôme ou CEP	0,287

FIGURE 3
Variation de la log-vraisemblance en fonction de α

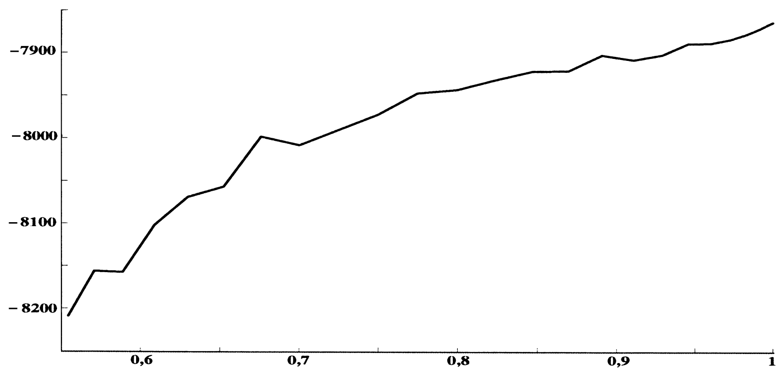


TABLEAU 2
Équation de productivité

Variable	$\alpha = 1$		$\alpha = 0{,}8$	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Âge de fin d'études	0,1278	0,0111	0,1556	0,0125
Âge de fin d'études au carré	– 0,0024	0,0003	– 0,0029	0,0003
Expérience	0,0446	0,0021	0,0474	0,0023
Expérience au carré	– 0,0006	0,0001	– 0,0006	0,0001
Diplôme supérieur	0,7326	0,0232	0,8058	0,0247
Baccalauréat + 2 ans	0,4880	0,0201	0,5256	0,0217
Baccalauréat, brevet prof. ou équiv.	0,3113	0,0176	0,3264	0,0194
CAP, BEP ou équiv	0,1619	0,0150	0,1671	0,0164
BEPC seul	0,1385	0,0187	0,1448	0,0207
Constante	7,0880	0,1157	6,7881	0,1327
Écart-type	0,3165	0,0045	0,3456	0,0030

TABLEAU 3
Équation de participation

Variable	$\alpha = 1$		$\alpha = 0{,}8$	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
$R(0)$	0,190	0,063	0,260	0,078
$R(0)\times$ enfants de moins de 3 ans	– 0,155	0,030	– 0,201	0,038
$R(0)\times$ enfants entre 3 et 6 ans	– 0,148	0,017	– 0,207	0,022
$R(0)\times$ enfants entre 6 et 18 ans	0,035	0,018	0,019	0,021
$R(0)\times$ indicatrice mariée civilement	0,064	0,062	0,124	0,077
en couple	– 5 127	909	– 6 068	1 138
isolée	– 5 815	770	– 6 692	972
nb enfants de moins de 3 ans	5 042	556	6 435	742
nb enfants entre 3 et 6 ans	4 442	360	5 720	494
nb enfants entre 6 et 18 ans	1 779	279	2 519	372
âge	122	26	47	31
indicatrice mariée civilement	22	690	– 884	875
r	2 151	191	1 833	211
1000γ	0,435	0,028	0,371	0,025

que nous étudions sont moins diplômées que l'ensemble de la population française, puisque nous avons écarté les fonctionnaires de l'Éducation Nationale. Près de 30 % n'ont pas de diplôme.

La maximisation de la vraisemblance sur les quarante-trois paramètres à estimer prend une dizaine d'heures sur un microordinateur muni d'un processeur Pentium 4 cadencé à 1,5 GHz. La vraisemblance a plusieurs maxima locaux en α. La figure 3 présente la valeur du maximum de la log-vraisemblance maximisée sur les quarante-deux coefficients restants quand on fait varier α entre 0,51 et 1 (il ne semble pas qu'il y ait de maxima multiples à α fixé)[9]. Le maximum global se trouve en $\alpha = 1$: sur notre échantillon, le modèle de négociation salariale individuelle est rejeté au profit du modèle concurrentiel. Il y a au moins quatre autres maxima locaux, pour α voisin de 0,67, 0,77, 0,89 et 0,946. La courbe est régulière, de sorte que la différence entre le dernier maximum local et le maximum global n'est pas très importante au vu du grand nombre d'observations : pour $\alpha = 0{,}946$, la log-vraisemblance est égale à – 7 889, alors qu'elle vaut – 7 863 en $\alpha = 1$. Il n'est pas exclu qu'une spécification un peu différente conduise à faire jouer un rôle à la négociation salariale. Nous ne commenterons pas en détail les résultats associés au maximum global : le modèle concurrentiel a fait l'objet de plusieurs travaux antérieurs (LAROQUE et SALANIÉ [2000], [2002], [2003]).

Cette première tentative d'estimer un modèle de négociations salariales sur données individuelles conduit à un rejet au profit du modèle de formation concurrentielle des salaires où $\alpha = 1$. Pour être plus précis, les variables qui accroissent la désutilité du travail ou le taux de prélèvement socio-fiscal marginal ne semblent pas augmenter le coût du travail observé. Ce résultat contredit les études citées en introduction, qui obtiennent en général (dans le cadre d'un marchandage de NASH et pour une négociation collective) une valeur de α inférieure à 0,5. Cela n'est pas entièrement surprenant. Comme nous l'avons évoqué en introduction, les négociations salariales ne se placent souvent pas au niveau individuel et notre spécification préférée serait une négociation collective. Si par exemple la négociation collective se fondait sur la prise en considération d'un « individu moyen » d'un bassin d'emploi dans la solution de KALAI-SMORODINSKY, alors la méthode appliquée dans cet article comporterait une erreur sur les variables. Dans un modèle linéaire (ce qui est très loin d'être notre cas), les estimateurs de α seraient alors affectés d'un biais vers un. On peut formaliser cet argument. Pour simplifier les choses, supposons que $R(x) \equiv x$ (il n'y a ni impôts, ni transferts, ni salaire du conjoint) et que le marchandage se fasse selon la solution de NASH. En l'absence de salaire minimum et en rajoutant un bruit u, le salaire négocié est alors

$$w = \alpha\rho + (1-\alpha)D + u$$

Supposons que les variables ρ et D soient mesurées avec erreur : on n'observe en fait que

$$\tilde{\rho} = \rho + \varepsilon_1 \text{ et } \tilde{D} = D + \varepsilon_2$$

On supposera comme dans le modèle classique d'erreurs sur les variables que ε_1 et ε_2 sont orthogonales à ρ, D et u. L'estimation du modèle de négociation conduit alors à un estimateur des moindres carrés de α qui converge vers

$$\alpha_\infty = \frac{E(w-\tilde{D})(\tilde{\rho}-\tilde{D})}{E(\tilde{\rho}-\tilde{D})^2} = \frac{\alpha E(\rho - D)^2 - E\varepsilon_2(\varepsilon_1-\varepsilon_2)}{E(\rho-D)^2 + E(\varepsilon_1-\varepsilon_2)^2}$$

9. Encore une fois, les valeurs inférieures à 1/2 engendrent un point d'accumulation en $\underline{w}$ que nous n'observons pas dans nos données.

Si dans la réalité la négociation est collective, alors notre méthode, qui suppose une négociation individuelle, nous conduit à introduire une erreur ε_2 très importante sur la désutilité du travail. Si la variance de ε_2 est de ce fait nettement plus grande que celle de ε_1, alors on calcule facilement

$$\alpha_\infty = \alpha + (1-\alpha)\frac{E\varepsilon_2^2}{E(\tilde{\rho}-\tilde{D})^2}$$

et notre estimateur est bien biaisé vers un.

Notons que les études citées en introduction, qui se placent au niveau collectif, souffrent du défaut symétrique. Comme elles mesurent probablement la productivité (ou plus généralement les quasi-rentes) avec une erreur beaucoup plus importante que celles qu'elles commettent sur la désutilité, la variance de ε_1 y est nettement plus grande que celle de ε_2. Un calcul simple donne alors

$$\alpha_\infty = \frac{\alpha}{1+\dfrac{E\varepsilon_1^2}{E(\rho-D)^2}}$$

si bien que l'estimateur de α est biaisé vers zéro.

Cet argument, appliqué à notre étude, suggère que même si notre estimateur est $\hat{\alpha} = 1$, il peut être utile d'explorer les conséquences économiques qu'aurait une valeur plus faible. Nous avons choisi un peu arbitrairement $\alpha = 0{,}8$, pour lequel la vraisemblance est inférieure de 80 points au maximum global.

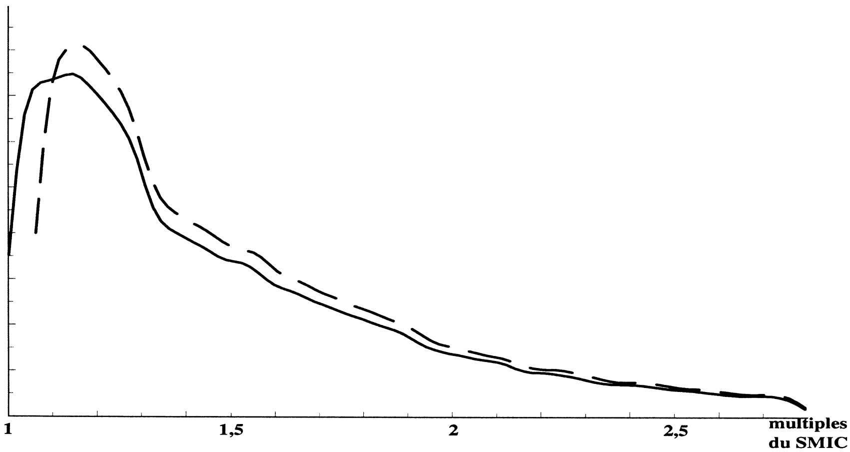
Les estimations des coefficients de la productivité et de la désutilité du travail dans les deux cas $\alpha = 1$ et $0{,}8$ sont fournies dans les tableaux 2 et 3 respectivement. Le tableau 2 donne les estimateurs de a et le tableau 3 ceux de β_r et β_c. Pour la plupart des coefficients, la différence entre les deux estimations est inférieure au double de l'écart-type [10]. Pour $\alpha = 0{,}8$, la précision du modèle, mesurée par l'écart-type de l'erreur σ de l'équation de productivité et l'inverse de γ pour la participation, est moins bonne que pour $\alpha = 1$. Quand ρ devient grand à D et $\underline{w}$ fixé, on voit facilement que w est asymptotiquement équivalent à $\alpha\rho$. Pour retrouver une forme réduite similaire pour l'équation de salaire lorsqu'α varie, on peut donc s'attendre à trouver que les coefficients des variables qui interviennent uniquement dans la détermination de la productivité décroissent en α. C'est bien ce que fournit l'estimation.

4 Conclusion

La figure 4 illustre l'impact du salaire minimum sur la distribution des salaires nets quand $\alpha = 0{,}8$. La courbe en trait plein montre la densité estimée de la distribution des salaires quand le salaire minimum est fixé à sa valeur observée en 1999 ; la courbe en pointillés représente la densité simulée si le salaire minimum augmente de 10 %. On constate qu'au-delà du déplace-

10. Les écart-types sont bien sûr calculés à α fixé.

FIGURE 4
Distributions simulées des salaires



ment du point de troncation de la distribution, la nouvelle distribution a un pic plus prononcé que la distribution observée. Les effets de la hausse du salaire minimum sur la distribution des salaires nets semblent compatibles avec les études existantes, et notamment avec le rapport du CSERC (1999) qui fait état d'une diffusion des hausses jusqu'à environ 1,5 fois le SMIC. Le choix de $\alpha = 0,8$ paraît donc raisonnable et nous utiliserons cette valeur pour calculer un ordre de grandeur des effets du salaire minimum sur diverses mesures de bien-être, selon les définitions présentées à la fin de la section 1.

Les simulations se fondent sur l'estimateur du maximum de vraisemblance contraint correspondant à $\alpha = 0,8$. Les chiffres sont calculés sur tout l'échantillon en tirant dix valeurs des aléas dans leur loi et en affectant à chaque observation son poids de sondage. Nos calculs montrent que l'emploi décroît en fonction du salaire minimum, de manière très non-linéaire [11]. Les effets négatifs du salaire minimum sur l'emploi deviennent sensibles au-delà de 70 % du SMIC actuel environ.

Nous avons identifié dans la démonstration du lemme 2 deux effets des hausses de salaire minimum sur le salaire moyen dans l'économie. Nos simulations font apparaître que le premier effet (de troncation) domine pour des valeurs réalistes du salaire minimum. Le deuxième effet (lié au pouvoir de marché des entreprises) ne joue vraiment qu'en deçà de la moitié du SMIC actuel. Une hausse de 10 % du SMIC en 1999 aurait augmenté le salaire net moyen d'environ 300 francs par mois, par le seul jeu de la troncation.

11. En fait, on ne se trouve pas en pratique dans les conditions du lemme 2. En effet, la fonction R dépend de $\underline{w}$ à travers l'indexation des allégements de charges sur les bas salaires sur le salaire minimum. Cet effet est pris en compte dans nos simulations. Par ailleurs, nous avons maintenu à la valeur observée le statut d'emploi et le salaire du conjoint.

Le bien-être dans l'échantillon est obtenu par moyenne simple de celui des ménages qui le composent, en supposant fixé l'emploi et le salaire des autres membres du ménage. Le bien-être de notre échantillon à législation constante croît puis décroît en fonction du salaire minimum ; il atteint un maximum en 55 % du SMIC actuel. Quant au bien-être à budget public équilibré, il a un maximum unique proche des deux-tiers du SMIC historique. Une hausse de 10 % du SMIC au-delà du niveau observé le réduirait de 330 francs par mois et par personne. Si on réintègre les profits des entreprises, la perte de surplus social induite par une hausse de 10 % du SMIC en 1999 aurait représenté 410 francs par mois et par personne. ▼

• Références

ABOWD J., ALLAIN L. (1996). – « Compensation Structure and Product Competition », *Annales d'économie et de statistique*, p. 41-42, p. 207-217.

ABOWD J., KRAMARZ F., MARGOLIS D. (1999). – « High Wage Workers and High Wage Firms », *Econometrica*, 67, p. 251-331.

ABOWD J., LEMIEUX T. (1993). – « The Effects of Product Market Competition on Collective Bargaining Agreements: The Case of Foreign Competition in Canada », *Quarterly Journal of Economics*, 108, p. 983-1014.

BLANCHFLOWER D., OSWALD A., SANFEY P. (1996). – « Wages, Profits, and Rent-sharing », *Quarterly Journal of Economics*, 111, p. 227-251.

BROWN J.N., ASHENFELTER O. (1986). – « Testing the Efficiency of Employment Contracts », *Journal of Political Economy*, 94, 3.2, S40-87.

CAHUC P., ZYLBERBERG A. (2000). – *Le marché du travail*, de Boeck.

CSERC (1999). – *Le SMIC : salaire minimum de croissance*, La Documentation Française.

DICKENS R., MACHIN S., MANNING A. (1999). – « The Effects of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from Britain », *Journal of Labor Economics*, 17(1), p. 1-22.

ECKSTEIN Z., WOLPIN K. (1995). – « Duration to First Job and the Return to Schooling: Estimates from a Search Matching Model », *Review of Economic Studies*, 62, p. 263-286.

FLINN C. (2002). – « Interpreting Minimum Wage Effects on Wage Distributions: A cautionary Tale », *Annales d'Économie et de Statistique,* 67-68, p. 309-355.

GIANELLA C. (2002). – *Un réexamen des déterminants de l'emploi à partir de données microéconomiques*, thèse de doctorat de Paris I.

HOSKEN D., MARGOLIS D. (1997). – « The Efficiency of Collective Bargaining in Public Schools », document de travail CREST 9755.

KALAI E., SMORODINSKY M. (1975). – « Other Solutions to Nash's Bargaining Problem », *Econometrica*, 43, p. 513-518.

KRAMARZ F. (2002). – « Bargaining and International Trade », *mimeo* CREST.

LAROQUE G., SALANIÉ B. (2000). – « Une décomposition du non emploi en France », *Économie et Statistique*, 331, p. 47-66.

LAROQUE G., SALANIÉ B. (2002). – « Labor Market Institutions and Employment in France », *Journal of Applied Econometrics*, 17, p. 25-48.

LAROQUE G., SALANIÉ B. (2003). – *Institutions et emploi: le marché du travail des femmes en France*, Economica.

LAYARD R., NICKELL S., JACKMAN R. (1991). – *Unemployment*, Oxford University Press.

MACURDY T.E., PENCAVEL J.H. (1986). – « Testing between Competing Models of Wage and Employment Determination in Unionized Markets », *Journal of Political Economy*, 94, 3.2, S3-39.

PISSARIDES C. (2000). – *Equilibrium Unemployment Theory*, MIT Press.

SVEJNAR J. (1986). – « Bargaining Power, Fear of Disagreement, and Wage Settlements: Theory and Evidence from U.S. Industry », *Econometrica*, 54, p. 1055-1078.

THOMSON W. (1994). – « Cooperative Models of Bargaining », in *Handbook of Game Theory, vol. 2*, R. Aumann et S. Hart eds.

VAN REENEN, J. (1996). – « The Creation and Capture of Rents: Wages and Innovation in a Panel of UK Companies », *Quarterly Journal of Economics*, 111, p. 195-226.

APPENDICE

Démonstration du lemme 1 : Rappelons qu'il ne peut y avoir négociation salariale que si $\rho \geqslant \underline{w}$ et $R(\rho) \geqslant R(0) + D$. Dans le domaine considéré, toute solution est telle que $(R(w) - R(0) - D)$ et $(\rho - w)$ sont de même signe. Formellement, considérons la fonction :

$$\begin{aligned} H(w,\rho,D,\underline{w}) =& (1-\alpha)(\rho - \underline{w})(R(w) - R(0) - D) \\ & - \alpha(\rho - w)(R(\rho) - R(0) - D). \end{aligned}$$

Comme R est croissante, H est strictement croissante en w. Comme $H(\rho,\rho,D,\underline{w})$ est positif (strictement dès lors que $R(\rho) > R(0) + D$ et $\alpha < 1$), l'équation $H(w,\rho,D,\underline{w}) = 0$ ne peut avoir qu'une solution unique $w^* \leqslant \rho$. Cette solution, si elle existe, est au-dessus du salaire minimum si et seulement si $H(\underline{w},\rho,D,\underline{w}) \leqslant 0$. Par ailleurs, on a toujours $R(w^*) \geqslant R(0) + D$. Si $H(\underline{w},\rho,D,\underline{w}) < 0$ (ce qui peut arriver, nous l'avons vu, quand $\alpha < 1/2$ et ρ est proche de $\underline{w}$), le coût du travail négocié s'établit à $\underline{w}$. En notant $w^* = -\infty$ si $H(w,\rho,D,\underline{w}) = 0$ n'a pas de solution, le coût du travail négocié $\tilde{w}$ est donc donné par

$$\tilde{w} = \max(w^*,\underline{w})$$

On voit immédiatement que $H(w,\rho,D,\underline{w})$ décroît en $\underline{w}$. Par ailleurs, on calcule

$$\begin{aligned} H'_\rho =& (1-\alpha)(R(w) - R(0) - D) - \alpha(\rho - w)R'(\rho) \\ & - \alpha(R(\rho) - R(0) - D) \end{aligned}$$

soit en w^* :

$$H'_\rho = -\alpha(\rho - w^*)R'(\rho) - \alpha(R(\rho) - R(0) - D)\frac{w^* - \underline{w}}{\rho - \underline{w}} < 0$$

De même,

$$H'_D = -(1-\alpha)(\rho - \underline{w}) + \alpha(\rho - w)$$

qui vaut

$$H'_D = -(1-\alpha)(\rho - \underline{w})\frac{R(\rho) - R(w^*)}{R(w^*) - R(0) - D} < 0$$

en w^*. Enfin, H décroît à l'évidence en α. Par application du théorème des fonctions implicites, w^* (et donc *a fortiori* $\tilde{w}$) est donc une fonction croissante de $(\underline{w},D,\rho,\alpha)$.