

Emploi : une analyse critique des politiques malthusiennes

David Spector^(*)

Cet article construit et calibre un modèle du marché du travail français afin de comparer l'effet de différentes mesures de politique économique : les mesures "malthusiennes", consistant à retirer des individus de la population active, et les mesures de baisse de charges. La modélisation insiste sur l'importance de l'hétérogénéité des productivités individuelles au voisinage du salaire minimum. Une estimation de l'élasticité des bas salaires au taux de chômage et l'exploitation des travaux empiriques existants permettent de conclure que cette hétérogénéité est grande, ce qui rend peu efficaces les mesures malthusiennes : cent retraits du marché du travail libèrent quarante emplois au mieux. En revanche, la baisse du coût du travail peu qualifié est efficace à long terme et peut même avoir un coût négatif ou nul pour les finances publiques.

(*) MIT Economics Department et Cepremap.
E-mail: david.spector@cepremap.ens.fr

Cet article est la version française d'un document de travail du MIT "Can Work-Sharing Work", MIT Working Paper n° 99-21). Il doit beaucoup à des discussions avec A. Banerjee, O. Blanchard, F. Giavazzi, J. Hausman, F. Kramarz, A. Landier et E. Saez, ainsi qu'aux commentaires de deux rapporteurs anonymes. Je remercie particulièrement Francis Kramarz et les membres du Crest qui m'ont aidé à accéder aux données de l'enquête emploi de l'Insee, ainsi que le World Economy Laboratory du MIT pour son soutien financier.

En deux décennies d'expérimentation, le spectre des politiques de lutte contre le chômage mises en œuvre par les pays européens a atteint une grande variété. On peut cependant distinguer parmi elles deux grandes catégories. D'une part, les gouvernements ont procédé à des baisses ciblées de charges salariales afin d'augmenter la demande de travail - nous qualifierons ces politiques de "classiques". D'autre part, des mesures parfois qualifiées en France de "malthusiennes"⁽¹⁾ ont visé à diminuer l'offre de travail. Cet article se propose d'évaluer et de comparer ces deux approches.

Il faut d'abord souligner que les politiques malthusiennes sont loin de se réduire à la réduction du temps de travail, mais incluent aussi des mécanismes comme les préretraites, la limitation des possibilités de cumul emploi-retraite et l'abaissement de l'âge de la retraite, ou les incitations à quitter la population active (à travers la politique familiale par exemple). De telles mesures sont plus faciles à évaluer que la réduction du temps de travail, qu'on ne peut pas considérer comme une simple diminution de l'offre de travail, car de multiples aspects organisationnels et technologiques compliquent son analyse. Ses effets dépendent en effet de la forme des fonctions de production au niveau individuel et plus généralement des gains de productivité associés à la réorganisation de la production⁽²⁾.

Notre propos ne porte donc pas sur la réduction du temps de travail, mais sur les autres politiques malthusiennes, dont les enjeux paraissent plus simples⁽³⁾. Regrouper sous ce vocable des mesures très différentes les unes des autres et estimer leurs effets dans le cadre d'un modèle unique constitue bien sûr une approche très schématique, qui ignore les spécificités de chaque mesure⁽⁴⁾. Néanmoins, ce choix nous semble justifié parce que les politiques mentionnées ci-dessus relèvent de la même logique : elles reviennent à retirer de la population active des individus qui, au moins pour certains d'entre eux, disposeraient d'un emploi si ces politiques n'étaient pas mises en œuvre. Cela est évident dans le cas de l'abaissement de l'âge de la retraite et des règles visant à décourager le cumul emploi-retraite (depuis 1982). Mais certaines mesures relevant de la politique familiale présentent également un caractère malthusien. Par exemple, l'extension de l'Allocation Parentale d'Éducation décidée en 1994 visait, dans une optique de partage du travail, à ramener au foyer les mères de jeunes enfants (Afsa, 1996) et aurait atteint cet objectif pour plus de 100 000 d'entre elles (Piketty, 1998). Les préretraites posent des problèmes plus complexes, parce que les travailleurs âgés dont les entreprises se sont séparées en utilisant ces dispositifs n'étaient peut-être pas tous très productifs, et il n'est pas sûr qu'ils auraient occupé un emploi si ces politiques n'avaient pas été suivies. Mais cette réserve n'est que partiellement convaincante : à moins d'attribuer la

chute brutale du taux d'emploi au-dessus de 50 ans à une mystérieuse chute de productivité au-delà de cet âge, qui ne serait observée qu'en France, on peut penser qu'une partie au moins des personnes mises en préretraite auraient pu occuper un emploi⁽⁵⁾. Enfin, divers aspects du système français de prélèvements et d'allocations ont des effets malthusiens non désirés⁽⁶⁾.

La question qui motive cet article est la suivante : pourquoi les politiques malthusiennes, appliquées massivement depuis plus de vingt ans en France par des gouvernements de gauche comme de droite, n'ont-elles pas tenu leurs promesses en termes de baisse du chômage ? Comment évaluer l'impact de ces politiques sur le niveau total d'emploi et comment le comparer à celui des politiques classiques de baisses de charges ?

À propos de la période 1975-1989, Layard, Nickell et Jackman (1991), constatant que les pays ayant fait l'usage le plus intensif des préretraites sont aussi ceux où le chômage a le plus progressé, commentent (page 506) :

Le mécanisme causal n'est pas clair. Mais la charge de la preuve incombe certainement à ceux qui croient qu'un usage plus important des retraites anticipées aiderait à combattre le chômage.

Si l'on considère une période plus longue, pour prendre en compte la décennie écoulée depuis l'écriture de ces lignes, le tableau général change peu. En France, le taux d'activité (c'est-à-dire d'appartenance à la population active, comme travailleur disposant d'un emploi ou comme demandeur d'emploi) des hommes entre 15 et 64 ans est passé de 84,3 % en 1975 à 74,4 % en 1999⁽⁷⁾. Cette baisse de 9,9 % est l'une des plus fortes parmi les pays de l'OCDE. Seuls la Belgique, l'Italie, la Suède et le Portugal ont connu des baisses plus importantes - mais dans ces deux derniers pays, on peut les interpréter en termes de convergence vers la moyenne européenne à partir d'un niveau initial élevé. Or la France, pas plus que la Belgique ou l'Italie, ne se distingue par des performances particulièrement enviables en matière de chômage. Au contraire, l'effet cumulé de la baisse du taux d'activité des hommes et de la progression du chômage s'est traduit par une chute du taux d'emploi des hommes (dans la tranche d'âge 15-64 ans) encore plus spectaculaire que celle du taux d'activité : entre 1975 et 1999, il est passé de 81,9 % à 66,8 %⁽⁸⁾.

Une comparaison entre la France et les États-Unis révèle de manière frappante l'impact des politiques malthusiennes. En 1999, l'écart entre les taux d'emploi français (59,8 % entre 15 et 64 ans, contre 65 % en 1975) et américain (73,9 %, contre 64 % en 1975) s'explique davantage par la différence des taux d'activité que par celle des taux de chômage : pour atteindre le même taux de chômage que les

États-Unis, il faudrait créer environ 1,2 million d'emplois, mais pour atteindre le même taux d'emploi, il faudrait en créer plus de 5 millions !

La faible efficacité apparente des politiques malthusiennes peut surprendre, quelles que soient les causes auxquelles on attribue le niveau élevé du chômage. Que celui-ci soit principalement keynésien (dû à une demande de biens insuffisante) ou classique (dû à une demande de travail inférieure à l'offre, en raison du niveau du salaire minimum), l'offre de travail excède la demande et les politiques publiques devraient pouvoir gérer le rationnement des emplois de manière à satisfaire certains objectifs sociaux. Par exemple, favoriser le maintien au foyer des mères de jeunes enfants accomplit une certaine égalisation parmi les ménages et les retraites anticipées se justifient si la société considère que le chômage des jeunes a un coût social particulièrement élevé.

Si le chômage est keynésien, les politiques classiques sont impuissantes, puisqu'elles agissent sur l'offre et non sur la demande, alors que les politiques malthusiennes permettent de répartir l'emploi trop rare d'une façon socialement désirable, en attendant qu'une politique de relance budgétaire ou monétaire augmente la demande. Mais une littérature de plus en plus importante (entre autres Laroque et Salanié, 2000 ; Kramarz et Philippon, 2000 ; Card *et alii*, 1999 ; Malinvaud, 1998) attribue au coût du salaire minimum une part importante du chômage. De plus, cette idée semble acceptée, implicitement du moins, par la majorité du monde politique, y compris, depuis peu, à gauche : en témoigne le maintien par le gouvernement actuel du dispositif de baisse des cotisations patronales sur les bas salaires décidé par le gouvernement précédent. Il est donc légitime de privilégier une analyse classique du chômage et nous adopterons cette approche. Les interprétations keynésiennes ne seront plus mentionnées dans cet article et cette exclusion peut conduire à nuancer les conclusions auxquelles il parvient.

Mais une vision classique du chômage ne suffit pas à expliquer la faible efficacité apparente des politiques malthusiennes. En effet, si une partie de la population est contrainte au chômage parce que le salaire minimum empêche l'ajustement de la demande à l'offre de travail, le niveau total de l'emploi devrait être déterminé seulement par la demande de travail et donc par son coût. Les politiques classiques, en baissant ce coût, permettent d'augmenter la demande de travail et donc le niveau d'emploi. Mais les politiques malthusiennes devraient aussi être efficaces : en retirant 100 personnes de la population active, elles transformeraient 100 chômeurs en inactifs, sans que soit altéré le niveau d'emploi total, déterminé seulement par la demande de travail. Les politiques malthusiennes peuvent alors apparaître comme un

complément aux politiques classiques. À niveau d'emploi constant, elles permettraient d'offrir à certaines catégories de la population un statut de mère au foyer, de retraité ou de préretraité, préférable à celui de chômeur. La logique implicite est naturellement celle d'une parfaite correspondance : toute personne employée mise en retrait de la population active libère exactement un emploi, qui pourra être pourvu sans difficulté puisqu'un grand nombre de personnes, privées d'emploi en raison d'une demande de travail insuffisante, sont prêtes à "prendre la relève".

La divergence entre les faits exposés plus haut et ce raisonnement sommaire invite à examiner plus en détail les hypothèses implicites justifiant les politiques malthusiennes. L'une de ces hypothèses est l'existence d'une population homogène d'individus peu qualifiés, dont une partie est réduite au chômage. Les chômeurs et les salariés peu qualifiés sont alors substituables les uns aux autres et une politique malthusienne, qui provoque le retrait de la population active d'une partie des salariés, libère mécaniquement pour des chômeurs les emplois qu'ils occupaient.

Mais l'analyse change profondément si les aptitudes individuelles diffèrent, même si l'on continue à attribuer au salaire minimum un rôle essentiel dans la détermination du niveau total de l'emploi. Le chômage doit alors être décrit en termes de troncation plutôt qu'en termes de rationnement : sont chômeurs les individus dont la productivité est inférieure au salaire minimum. Dans ce contexte, une politique malthusienne fonctionne moins bien : le remplacement du travail supprimé est le fait d'individus moins productifs, ce qui signifie qu'à salaire minimum inchangé, le coût d'une unité effective de travail augmente, conduisant finalement à une baisse de la demande de travail effectif et donc de l'emploi.

Notre critique des politiques malthusiennes repose donc sur l'hétérogénéité des aptitudes individuelles. Le modèle développé dans cet article prend en compte explicitement à la fois la contrainte du salaire minimum et l'hétérogénéité des aptitudes individuelles, afin de formaliser cette idée, qui relève d'un effet d'équilibre général. Il conduit à résoudre le paradoxe exposé plus haut, que l'on peut reformuler de la manière suivante : si le salaire minimum est contraignant, l'offre de travail peu qualifié, ainsi contrainte, semble infiniment élastique, puisque les chômeurs sont désireux de travailler au salaire minimum. Mais cette élasticité infinie devrait impliquer que les politiques malthusiennes sont efficaces. Or la modélisation de l'hétérogénéité individuelle permet de montrer que, même en présence d'un salaire minimum contraignant, cette élasticité n'est pas infinie, et nous montrons (lemme 1, deuxième partie) qu'il existe un lien très simple entre l'élasticité de l'offre de travail

effectif contrainte par le salaire minimum et une certaine mesure de l'hétérogénéité des qualifications individuelles.

La mention de plus en plus fréquente d'une pénurie de main-d'œuvre, même pour des postes de travail peu qualifiés, alors que le taux de chômage demeure supérieur à 9 %, suggère par ailleurs que la représentation des chômeurs et des salariés peu qualifiés comme appartenant à une même population homogène est très réductrice. On peut donc espérer que la prise en compte de l'hétérogénéité des qualifications individuelles, d'une manière plus fine que par une partition binaire entre individus qualifiés et peu qualifiés, permette une meilleure analyse des différents instruments de lutte contre le chômage.

La calibration du modèle développé dans cet article permet de répondre à la question suivante : lorsqu'une mesure malthusienne fait sortir 100 salariés de la population active, quel est le nombre d'emplois libérés pour des chômeurs (*a priori* entre 0 et 100) ? Inversement, si 100 individus sont incités à travailler et trouvent des emplois à des salaires proches du salaire minimum, quelle est l'augmentation de l'emploi total (*a priori* également entre 0 et 100) ?

Après la présentation du modèle (première partie), nous étudions les effets sur l'emploi des politiques malthusiennes et classiques (deuxième partie). Deux méthodes de calibration sont ensuite proposées (troisième partie). La première utilise des mesures existantes de l'hétérogénéité de la main-d'œuvre en France et la seconde s'appuie sur notre propre mesure du comportement cyclique des salaires réels (obtenue à partir de l'enquête-emploi de l'Insee) pour estimer directement l'élasticité de l'offre de travail effectif contrainte par le salaire minimum. Les deux méthodes conduisent à des valeurs voisines : l'importante hétérogénéité des caractéristiques individuelles se traduit par une forte sensibilité du salaire au taux de chômage, même pour les travailleurs peu qualifiés.

Ces résultats montrent combien est simpliste l'idée du partage d'un nombre fixe d'emplois. Une fois appliqués aux propositions théoriques de la deuxième partie, ils impliquent que la "libération" d'un emploi s'obtient au prix de la suppression d'au moins 2,5 emplois : si une mesure malthusienne conduit au retrait de 100 salariés peu qualifiés, 60 emplois disparaissent et seuls 40 emplois sont libérés pour des chômeurs. Si les recettes fiscales sont prises en compte, une politique malthusienne avec compensation salariale complète crée moins

d'emplois, à coût donné, qu'une subvention uniforme des salaires.

Cette conclusion, si elle justifie un certain scepticisme à l'égard des politiques malthusiennes, autorise aussi une interprétation plus positive : elle éclaire le large espace qui reste pour des politiques fondées sur des programmes d'incitation au retour à l'emploi, de cumul emploi-retraite, et de formation.

Relation à la littérature existante

La continuité de la distribution des aptitudes constitue l'instrument essentiel de notre analyse; elle permet de discuter de l'effet comparé de différentes politiques suivant le degré d'homogénéité de la distribution. Alors qu'il s'agit d'un sujet d'étude récurrent de la littérature empirique et de certains domaines de la théorie économique, comme la taxation optimale, cette dimension est souvent ignorée dans la littérature macroéconomique.

Plusieurs travaux (Meyer et Wise, 1983a, 1983b ; Laroque et Salanié, 2000) analysent le chômage en termes de troncation au salaire minimum d'une distribution continue d'aptitudes, mais ces modèles s'inscrivent dans un cadre d'équilibre partiel. Tout en reprenant cet élément de la modélisation, cet article se rapproche plutôt des maquettes d'équilibre général du marché du travail français (Germain, 1997 ; Piketty, 1997 ; Laffargue, 1997 ; Salanié, 2000) qui évaluent l'effet de diverses politiques en calibrant des modèles simples. Mais à la différence de l'approche que nous proposons, ces articles modélisent l'hétérogénéité par une simple partition de la population en deux ou trois groupes de qualification.

Afin de prendre en compte la continuité de la distribution des aptitudes et le caractère contraignant du salaire minimum tout en maintenant une certaine simplicité, nous avons dû simplifier le modèle par ailleurs. Il est donc à certains égards moins riche que les maquettes mentionnées ci-dessus et beaucoup trop sommaire pour prétendre constituer une description raisonnable du marché du travail en France⁽⁹⁾. Il faut donc considérer avec recul les estimations numériques proposées à la fin de l'article. Elles ne visent qu'à fournir un éclairage sur l'effet des politiques malthusiennes et classiques, à partir du modèle le plus simple possible permettant de prendre en compte les deux éléments qui nous paraissent essentiels, à savoir le salaire minimum et l'hétérogénéité individuelle.

Le modèle

Nous considérons une économie à deux biens, le travail et un bien de consommation⁽¹⁰⁾. Deux dimensions d'hétérogénéité différencient les agents : leurs aptitudes et leurs préférences dans l'espace consommation-loisir.

Lorsqu'il travaille pour une durée l , un agent d'aptitude $i \geq 0$ fournit $i.l$ unités de travail effectif. Nous supposons que le temps de travail est imposé de manière exogène par la loi. La décision d'offre de travail est donc binaire, les agents choisissant entre l et 0 .

La production totale est fonction de la quantité de travail effectif :

$$Y = f(L)$$

où f est croissante et concave⁽¹¹⁾. Notons s_i la proportion (endogène) des agents d'aptitude i choisissant de travailler. $\varepsilon_{si} \geq 0$ désigne l'élasticité moyenne, par rapport au salaire, de l'offre de travail des agents d'aptitude i et $g(i)$ la densité associée à la distribution des aptitudes.

Cette économie est soumise à une contrainte de salaire minimum : les salaires nets ne peuvent être inférieurs à w_{\min} (exogène). L'offre totale de travail effectif s'écrit alors :

$$L = l \int_{w_i \geq w_{\min}} i s_i g(i) di$$

Nous supposons, afin de simplifier la présentation, que le taux des charges sociales est identique à tous les niveaux de salaire, et égal à une fraction τ du salaire net, c'est-à-dire à une fraction $\tau/1 + \tau$ du salaire brut⁽¹²⁾. Pour simplifier l'analyse nous supposons que ce taux de $\tau/1 + \tau$ s'applique également à tous les revenus⁽¹³⁾. Le salaire d'un agent d'aptitude i est égal à $w_i = iw$, où w désigne le salaire net par unité de travail effectif, ce qui permet de réécrire l'offre de travail effectif :

$$(1) S(w) = l \int_{i \geq \frac{w_{\min}}{w}} i s_i g(i) di$$

De même, l'offre de travail, mesurée cette fois en nombre de travailleurs (et non en unités de travail effectif) s'écrit :

$$(2) \Lambda(w) = l \int_{i \geq \frac{w_{\min}}{w}} s_i g(i) di$$

La demande de travail effectif ne dépend que de son coût, soit $w(1 + \tau)$. Son élasticité par rapport au salaire brut, notée ε_d , s'écrit en valeur absolue :

$$\varepsilon_d = - \frac{f'(L)}{L f''(L)} > 0$$

Dans la suite de l'article, nous noterons i_{\min} l'aptitude correspondant à w_{\min} . Contrairement à w_{\min} , i_{\min} est endogène (et égal à $\frac{w_{\min}}{w}$).

Effet de court-terme de diverses politiques

Cette partie est consacrée à l'analyse de l'impact de différentes mesures sur l'emploi et les recettes fiscales. Leur efficacité relative est évaluée en termes de coût par emploi créé. Dans cette optique, il convient tout d'abord de préciser le comportement de l'offre de travail (c'est-à-dire son élasticité) en présence du salaire minimum. On obtient en dérivant (1) :

Lemme 1. L'élasticité ε_s de l'offre de travail effectif s'écrit :

$$\varepsilon_s = \frac{w S'(w)}{S(w)} = \tilde{\varepsilon}_s + \beta \frac{w_{\min}}{w_{\text{moy}}}$$

où w_{moy} est le salaire moyen,

$$\tilde{\varepsilon}_s = \frac{\int_{i_{\min}}^{\infty} i \varepsilon_{si} s_i g(i) di}{\int_{i_{\min}}^{\infty} i s_i g(i) di}$$

et

$$\beta = \frac{i_{\min} s_{i_{\min}}(w_{\min}) g(i_{\min})}{\int_{i_{\min}}^{\infty} s_i(iw) g(i) di}$$

L'identité établie dans ce lemme (démontré en annexe 1) est au cœur de notre analyse, car elle relie l'hétérogénéité de la distribution des aptitudes à l'élasticité de l'offre de travail. Elle peut s'interpréter simplement, en dissociant deux types d'effets marginaux : le premier terme décrit l'effet marginal "intensif" ou comportemental (les décisions des agents pour qui la contrainte du salaire minimum n'est pas saturée), tandis que le second terme rend compte de l'effet marginal "extensif" - l'impact des changements de w sur la détermination de i_{\min} c'est-à-dire sur la troncation au salaire minimum. $\tilde{\varepsilon}_s$ est en effet une moyenne pondérée des élasticités d'offre de travail individuelles et β s'interprète comme une mesure de densité de la distribution des aptitudes au voisinage du seuil i_{\min} correspondant au salaire minimum : une valeur élevée de β signale la présence de nombreux agents dans un intervalle d'aptitude proche de i_{\min} ⁽¹⁴⁾.

La marge extensive s'interprète ainsi : si β est grand, la population peu qualifiée est très homogène et, pour faire basculer le salaire d'un grand nombre d'agents au-dessus de w_{\min} , une petite augmentation de w suffit, car beaucoup de chômeurs ont une productivité marginale inférieure de très peu à w_{\min} .

Considérons par exemple le cas limite d'un point-masse en i_{\min} . β , et de ce fait ε_s , sont alors infinis. Ceci traduit l'existence d'un réservoir de chômeurs, identique à la masse des agents travaillant au salaire minimum, et eux-mêmes désireux de travailler à ce salaire. Comme nous l'avons relevé dans l'introduction, ce cas semble être conforme à la représentation implicite des défenseurs des politiques malthusiennes. Notons que si l'hétérogénéité de la population était décrite, conformément à la modélisation traditionnelle, en terme de deux groupes - qualifiés et non qualifiés -, β et ε_s seraient tous deux infinis et la discussion qui suit serait dépourvue de sens.

Nous définissons le salaire moyen à la marge de l'emploi (noté \tilde{w}) comme le salaire moyen des personnes qui se mettent à travailler lorsque le salaire en termes de travail effectif w augmente légèrement, soit parce que le salaire minimum devient moins contraignant, soit parce que l'augmentation du salaire qu'elles pourraient toucher les incite à travailler. La dérivation de (2) permet de calculer l'élasticité de l'offre de travail mesurée en nombre d'individus et le salaire moyen à la marge de l'emploi.

Lemme 2. *L'élasticité par rapport à w de l'offre de travail mesurée par le nombre de salariés est*

$$\hat{\varepsilon}_s + \beta$$

où

$$\hat{\varepsilon}_s = \frac{\int_{i_{\min}}^{\infty} \varepsilon_{si} s_i g(i) di}{\int_{i_{\min}}^{\infty} s_i g(i) di}$$

Le salaire moyen des agents à la marge de l'emploi s'écrit

$$\tilde{w} = \frac{\beta}{\beta + \hat{\varepsilon}_s} w_{\min} + \frac{\hat{\varepsilon}_s}{\beta + \hat{\varepsilon}_s} \frac{\int_{i_{\min}}^{\infty} w_i \varepsilon_{si} s_i g(i) di}{\int_{i_{\min}}^{\infty} \varepsilon_{si} s_i g(i) di}$$

En général, $\hat{\varepsilon}_s \neq \tilde{\varepsilon}_s$ car $\hat{\varepsilon}_s$ à la différence de $\tilde{\varepsilon}_s$, ne pondère pas les élasticité par aptitude.

Remarquons aussi que si les chômeurs le sont tous involontairement (de sorte que $\hat{\varepsilon}_s = 0$), alors \tilde{w} et w_{\min} sont identiques : les personnes à la marge de l'emploi sont celles pour lesquelles la contrainte du salaire minimum joue (et non pas celles qui sont indifférentes entre travail et chômage).

Certains des résultats théoriques suivants, et l'ensemble des applications numériques, proviendront de l'application du modèle au cas où \tilde{w} est voisin de w_{\min} . Une telle hypothèse correspond à l'idée que le chômage européen est de nature principalement involontaire⁽¹⁵⁾. Elle reste cependant compatible avec une situation de chômage partiellement volontaire si l'offre de travail des individus peu qualifiés est nettement plus élastique que celle des plus qualifiés. L'hypothèse selon laquelle \tilde{w} est voisin de w_{\min} semble justifiée dans le cas français⁽¹⁶⁾. Pour prendre en compte dans la suite de l'article le coût des allocations de chômage et des prestations sociales (comme le RMI), nous notons r le ratio de remplacement moyen des chômeurs à la marge de l'emploi : ces chômeurs perçoivent en moyenne $r\tilde{w}$.

Politiques malthusiennes

Proposition 1. *Notons s la part du travail dans la production agrégée. Si l'État fait sortir de la population active des travailleurs dont les salaires représentaient α % du montant total des salaires versés dans l'économie, alors*

$$(i) \text{ La production agrégée décroît de } \frac{\varepsilon_d}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} \alpha \%$$

(ii) *Le nombre d'emplois "libérés" s'élève à*

$$\frac{\varepsilon_s}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} \frac{w_{\text{moy}}}{\tilde{w}} \alpha \%$$

du niveau d'emploi total.

(iii) *Si l'État verse aux travailleurs qui ont quitté leur emploi une fraction λ des salaires qu'ils viennent d'abandonner, le coût par emploi "libéré" est*

$$\tilde{w} \left[(1 + \varepsilon_d \varepsilon_s^{-1}) \lambda + \varepsilon_d \varepsilon_s^{-1} \tau - r \right]$$

Démonstration. Supprimer un montant d'heures correspondant à α % de la masse salariale revient à diminuer l'offre effective de travail de α % (en termes relatifs). Si le taux d'imposition τ , le salaire par unité effective de travail est $w(1 + \tau)$ et la demande de travail s'écrit $D(w(1 + \tau)) = f'^{-1}(w(1 + \tau))$.

Notons L^* et w^* les valeurs prises par L et w à l'équilibre initial (données par $D(w^*) = S(w^*) = L^*$). La condition d'équilibre qui donne la valeur de (L, w) après application de la mesure malthusienne est

$$\frac{D(w(1 + \tau))}{L^*} = \frac{S(w)}{L^*} + \alpha \%$$

ou

$$\frac{dw}{w^*} = \frac{\alpha}{(\varepsilon_d + \varepsilon_s)} \%$$

On en déduit la variation dL du volume effectif de travail

$$\frac{dL}{L^*} = -\varepsilon_d \frac{dw}{w^*} = -\frac{\varepsilon_d}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} \alpha \%$$

La baisse de la production est donc donnée par

$$\begin{aligned} \frac{dY}{Y^*} &= \frac{w^*(1+\tau)dL}{Y^*} = \frac{w^*(1+\tau)dL}{w^*(1+\tau)L^*} \frac{w^*(1+\tau)L^*}{Y^*} \\ &= s \frac{dL}{L^*} = -\frac{\varepsilon_d}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} s \alpha \% \end{aligned}$$

ce qui établit (i). Si dL_{new} est le volume de travail effectif fourni par les nouveaux salariés, l'identité

$$\frac{dL}{L^*} = \frac{dL_{new}}{L^*} + \alpha \%$$
 implique $\frac{dL_{new}}{L^*} = \frac{\varepsilon_s}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} \alpha \%$,

d'où

$$\frac{d\Lambda_{new}}{\Lambda^*} = \frac{w_{moy}}{\tilde{w}} \frac{dL_{new}}{L^*} = \frac{w_{moy}}{\tilde{w}} \frac{\varepsilon_s}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} \alpha \%$$

ce qui établit (ii). Prouvons maintenant (iii). Quel est le coût pour l'État de la suppression d'un montant d'heures correspondant à $\alpha \%$ de la masse salariale, si le taux de compensation est λ ? Le montant des compensations versées s'élève à $\lambda \alpha w^* L^*$, pour un changement de recettes fiscales de

$$\tau \cdot dY = \tau w^* dL = -\tau \frac{\varepsilon_d}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} \alpha w^* L^* .$$

Le coût total est donc $\alpha w^* L^* (\lambda + \tau \frac{\varepsilon_d}{\varepsilon_d + \varepsilon_s}) \%$.

Les nouveaux emplois étant au nombre de $dL_{new} \frac{w^*}{w}$,

le coût par emploi créé est $\tilde{w} [(1 + \varepsilon_d \varepsilon_s^{-1}) \lambda + \varepsilon_d \varepsilon_s^{-1} \tau]$ si l'on ne tient pas compte de la diminution du budget des allocations-chômage, qui rapporte $r\tilde{w}$ par emploi libéré, d'où un coût total de $\tilde{w} [(1 + \varepsilon_d \varepsilon_s^{-1}) \lambda + \varepsilon_d \varepsilon_s^{-1} \tau - r]$ par emploi libéré.

Cqfd

On peut bien entendu formuler ces résultats à rebours, en s'intéressant à l'effet d'un accroissement exogène de l'offre de travail (dû par exemple à des procédures de recherche d'emploi plus efficaces pour les chômeurs ou encore à la possibilité de cumuler revenu d'activité et retraite sans faire face à un taux d'imposition marginal trop élevé). Ainsi, dans une situation où le chômage est entièrement

involontaire ($\tilde{w} = w_{\min}$), faire entrer dans la population active X nouveaux agents conduit à la destruction de $\frac{\varepsilon_s}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} X$ emplois ailleurs, ce qui

signifie finalement un gain d'emplois de $\frac{\varepsilon_d}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} X^{(17)}$.

Ce dernier coefficient s'interprète aisément : lorsque ε_s croît, l'économie devient conforme à la représentation implicite des défenseurs des politiques malthusiennes. À la limite, pour une élasticité ε_s infinie (qui s'interprète comme l'existence d'une population homogène d'individus peu qualifiés), le nombre d'emplois supprimés est compensé exactement par les créations induites (en unités de travail efficient) et la production agrégée ne change pas. Dans un tel cas, les politiques malthusiennes sont efficaces, tandis qu'une mesure incitative au retour à l'emploi se traduira par une simple réallocation, à niveau d'emploi total efficient inchangé. Naturellement, un résultat inverse prévaut si ε_s est petit⁽¹⁸⁾.

Par ailleurs, plus la demande de travail est inélastique (ε_d petit), plus les politiques malthusiennes s'avèrent efficaces. En effet, même en présence d'une population fortement hétérogène (conduisant à une petite valeur de ε_s), la hausse du coût du travail provenant du remplacement des heures supprimées par des travailleurs moins productifs a peu d'impact sur le niveau d'emploi total si la demande de travail est suffisamment inélastique.

Notons par ailleurs que si les personnes retirées du marché du travail perçoivent un revenu supérieur aux allocations de chômage auxquelles elles auraient droit (c'est-à-dire si λ est supérieur à r), une mesure malthusienne est coûteuse : l'économie induite par la diminution des allocations de chômage ne suffit pas à compenser l'effet cumulé de l'indemnisation des personnes retirées du marché du travail et de la perte de recettes due à la diminution de la production agrégée.

On voit donc que les caractéristiques de la demande de travail qui assurent l'efficacité des politiques malthusiennes sont exactement inverses de celles qui sont requises pour le succès de mesures "classiques" de réduction des charges (voir plus bas).

Politiques "classiques"

Cette partie traite des effets de court terme des politiques fiscales "classiques". L'esprit de ces mesures consiste à tenter d'accroître le niveau d'emploi par des mécanismes de subvention (par exemple une baisse des charges sociales). La proposition 2, ci-dessous, décrit l'effet sur le niveau d'emploi, la richesse agrégée et les finances

publiques d'une baisse des charges sociales uniforme en taux, et la proposition 3 aborde le cas particulier où $\tilde{w} = w_{\min}$ (cf. la note 18 pour une justification de cette hypothèse).

Proposition 2. *Baisser les charges sociales de $\alpha\%$ (en proportion du coût salarial total payé par les entreprises) se traduit par*

(i) *Une augmentation de la production agrégée de $(\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})^{-1} s\alpha\%$.*

(ii) *Une augmentation du niveau d'emploi total de*

$$(\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})^{-1} \frac{w_{\text{moy}}}{\tilde{w}} \alpha\%$$

(iii) *Le coût pour l'État de chaque emploi créé s'élève à*

$$\tilde{w}((\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})(1 + \tau) - \tau - r)$$

Démonstration. Supposons que le taux d'imposition du salaire brut est diminué de $\alpha\%$. La nouvelle valeur d'équilibre de w vérifie

$$D(w(1 + \tau)(1 - \alpha)) = S(w),$$

tandis que les valeurs initiales L^* et w^* satisfont

$$D((1 + \tau)w^*) = D(w^*) = L^*.$$

On a donc

$$\frac{dw}{w} = \frac{\varepsilon_d}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} \alpha\%$$

et

$$\frac{dL}{L^*} = \frac{\varepsilon_d \varepsilon_s}{\varepsilon_d + \varepsilon_s} \alpha\% = (\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})^{-1} \alpha\%$$

La variation de la production totale est égale à la variation du travail effectif multipliée par le salaire payé par les employeurs, soit :

$$\frac{dY}{Y^*} = s(\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})^{-1} \alpha\%$$

c'est-à-dire (i). Comme dans la preuve de la Proposition 1,

$$\frac{d\Lambda}{\Lambda^*} = \frac{w_{\text{moy}}}{\tilde{w}} \frac{dL}{L^*}$$

ce qui prouve (ii). Enfin, diminuer les charges de $\alpha\%$ en termes de salaire brut coûte $\alpha w_{\text{moy}} (1 + \tau) \Lambda^*$, pour un nombre d'emplois créés égal à

$$d\Lambda = \Lambda^* \frac{d\Lambda}{\Lambda^*} = \Lambda^* \frac{w_{\text{moy}}}{\tilde{w}} \frac{dL}{L^*} = \Lambda^* \frac{w_{\text{moy}}}{\tilde{w}} (\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})^{-1} \alpha\%$$

Comme tout nouvel emploi augmente en moyenne les recettes fiscales de $\tau \tilde{w}$ et fait économiser $r \tilde{w}$ au système d'assurance-chômage, le coût moyen par emploi créé est $\tilde{w}((\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})(1 + \tau) - \tau - r)$ ce qui achève la démonstration de (iii). **Cqfd**

Conformément à l'intuition, le nombre d'emplois créés dépend positivement à la fois des élasticités de demande et d'offre de travail. On peut remarquer que le coût des politiques classiques peut être négatif, si les recettes fiscales engendrées par les nouveaux emplois et les économies réalisées par le système d'allocations de chômage sont supérieures au montant des baisses consenties. Lorsque $\tilde{w} = w_{\min}$ (par exemple si le chômage est entièrement involontaire), seule importe la baisse des charges au niveau du salaire minimum. Dans cette situation, diminuer de $\alpha\%$ le coût du salaire minimum a le même effet qu'une réduction uniforme de $\alpha\%$. Appliquée à ce cas, la proposition 2 devient :

Proposition 3. *Supposons $\tilde{w} = w_{\min}$. Une baisse de charges qui fait diminuer de $\alpha\%$ le coût du salaire minimum provoque*

(i) *Une augmentation de la production agrégée de $(\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})^{-1} s\alpha\%$.*

(ii) *Une augmentation du niveau d'emploi total de*

$$(\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})^{-1} \frac{w_{\text{moy}}}{w_{\min}} \alpha\%$$

(iii) *Si la baisse des charges est atténuée au-dessus de w_{\min} de sorte que la réduction moyenne soit une fraction δ de celle qui s'applique en w_{\min} le coût pour l'État par emploi créé est*

$$w_{\min} \left[\delta \frac{w_{\min}}{w_{\text{moy}}} (\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})(1 + \tau) - \tau - r \right]$$

On peut rendre plus intuitive l'assertion (iii) en relevant les cas suivants : une baisse uniforme du taux de taxation correspond à $\delta = \frac{w_{\text{moy}}}{w_{\min}}$, une

réduction uniforme en niveau à $\delta = 1$, et une atténuation au-delà de w_{\min} à $\delta < 1$. Ce résultat permet aussi de caractériser l'effet sur l'emploi total de changements du niveau du salaire minimum lorsque le chômage est principalement involontaire. En effet, lorsque $\tilde{w} = w_{\min}$, on tire de (ii) :

Corollaire. *Supposons que $\tilde{\varepsilon}_s = 0$ de sorte que $\tilde{w} = w_{\min}$. L'élasticité de l'emploi total Λ par rapport au salaire minimum, notée $-e$ vaut*

$$-e = -(\varepsilon_d^{-1} + \varepsilon_s^{-1})^{-1} \frac{w_{\text{moy}}}{w_{\min}} = -\left(\frac{w_{\min}}{w_{\text{moy}}} \varepsilon_d^{-1} + \beta^{-1} \right)^{-1}$$

Efficacité comparée des politiques malthusiennes et classiques

Les propositions 1 et 2 permettent de résumer le lien entre les effets des mesures classiques et malthusiennes et les valeurs des élasticités d'offre et de demande de travail effectif.

– L'efficacité des politiques malthusiennes, en termes de coût par emploi libéré, croît avec ε_s et décroît avec ε_d . Elle est maximale lorsque ε_s est infini ou $\varepsilon_d = 0$. Dans chacun de ces cas, la métaphore naïve du partage d'une masse donnée de travail est exacte : le coût d'une politique malthusienne avec compensation intégrale de revenu se réduit alors au salaire des nouveaux emplois (net des allocations de chômage), sans que la production agrégée soit affectée.

– L'efficacité des politiques classiques croît avec ε_s et ε_d . Elles sont totalement inopérantes si $\varepsilon_s = 0$ ou $\varepsilon_d = 0$.

Les deux types de mesures sont d'autant plus efficaces que ε_s est grand ; en revanche, si cette élasticité est nulle, il n'y a plus de travailleurs marginaux au voisinage du seuil d'aptitude i_{\min} ce qui condamne toute mesure, classique ou malthusienne. Remarquons aussi que la prise en compte des changements de recettes fiscales induits par la variation de la production agrégée joue en faveur des politiques classiques, puisque celles-ci, contrairement aux mesures malthusiennes, provoquent une augmentation de la production agrégée.

Avant d'aborder la portée pratique de ces résultats, il convient de justifier notre choix de restreindre la discussion à des effets de court terme. Dans un monde où le capital est mobile et s'ajuste à long terme, le taux d'intérêt, et de ce fait également w (si la fonction de production agrégée a des rendements constants), sont déterminés à long terme par l'équilibre international. Cette invariance à long terme de w condamne à l'avance les politiques malthusiennes : une heure artificiellement supprimée ne sera jamais remplacée, ne serait-ce que partiellement. Au contraire, les politiques classiques sont plus favorables à long terme : une baisse du coût du travail augmente la profitabilité du capital, donc le stock de capital, donc les salaires nets -le coût du travail revenant ainsi à son niveau d'équilibre. La réalité est moins extrême, ne serait-ce qu'en raison de l'existence d'autres facteurs de production, moins mobiles que le capital, comme le travail qualifié. Mais il reste vrai que les élasticités de demande sont plus grandes dans le long terme, ce qui conduit, si l'on procède à des comparaisons dans le long-terme, à une appréciation très défavorable aux politiques malthusiennes. Cependant, l'importance des phénomènes d'hystérèse en Europe (Blanchard et Summers, 1987) suggère que les effets de court terme peuvent être très persistants et peut justifier une limitation de l'analyse au court terme.

Application du modèle au cas français

Quel éclairage une calibration simple de notre modèle projette-t-il sur les questions de politique économique qui sont l'objet de cette étude ? Nous supposons tout au long de la partie qui suit que $\tilde{w} = w_{\min}$ (voir la note 18). Nous estimons d'abord la valeur ε_s . Deux stratégies d'estimation, la première se fondant sur des études récentes du marché du travail français, la seconde issue de notre propre travail empirique, conduisent à des valeurs très voisines. Nous traiterons ensuite de l'estimation de ε_d en utilisant des résultats préexistants à notre étude. Nous pourrions alors discuter de l'effet sur le chômage de différentes mesures.

Estimation de ε_s

S'agissant de l'estimation de ε_s , la difficulté principale tient au fait que cette élasticité combine les effets de deux facteurs distincts : l'élasticité "réelle" de l'offre de travail d'une part, la densité de la distribution des aptitudes au voisinage du salaire minimum d'autre part. Ces deux grandeurs sont susceptibles de varier fortement suivant les pays. L'élasticité de l'offre de travail, telle que nous l'avons définie, est en réalité une élasticité indirecte qui dépend des allocations et des avantages sociaux dont peuvent bénéficier les chômeurs mais aussi de l'intensité de la stigmatisation sociale du chômage, éléments très variables suivant les périodes et les pays. Quant à la distribution des aptitudes au voisinage du salaire minimum, sa mesure est tout aussi problématique : en particulier, il serait naïf de chercher à l'estimer à partir de la seule distribution des salaires, car dès que l'on s'éloigne d'un cadre de concurrence pure, la relation entre salaire et productivité marginale devient complexe, en particulier au voisinage du salaire minimum⁽¹⁹⁾.

Une estimation fondée sur des mesures de l'hétérogénéité de la main-d'œuvre

Une estimation grossière

Nous commençons par procéder à un calcul délibérément naïf. Le caractère singulier de la distribution au voisinage du salaire minimum est si patent qu'estimer la densité en ce point a peu de sens. Pour avoir une première idée de l'ordre de grandeur, on peut cependant considérer la densité moyenne sur un intervalle plus grand, par exemple la moitié inférieure de la distribution des salaires : les salaires minimum et médian étant respectivement égaux à 50% et 80% du salaire moyen, un intervalle de largeur w_{\min} où la densité serait uniformément égale à la densité moyenne sur $[w_{\min}, w_{\text{median}}]$ contiendrait 5/6 des actifs employés, d'où $\beta = 5/6$. Ce chiffre (en supposant que le chômage est entièrement involontaire) conduit à

$$\varepsilon_s = \beta \frac{w_{\min}}{w_{\text{moy}}} = 5/12 \approx 0,4$$

Une estimation utilisant une mesure plus précise de l'hétérogénéité

Il est possible, grâce à une étude empirique de Laroque et Salanié (2000), d'affiner cette évaluation grossière. Ces auteurs estiment conjointement, sur un échantillon d'adultes de 25 à 50 ans, une équation de salaire et une équation de participation en conditionnant sur les caractéristiques individuelles et en prenant en compte les détails de la fiscalité française et des prestations sociales. Ils estiment ainsi directement la distribution des aptitudes individuelles. Formulés dans les termes de notre modèle, leurs résultats signifient que, pour la population considérée, β est égal à 0,6 et que $\tilde{\varepsilon}_s$ est voisin de zéro (en dépit de fortes variations inter-groupes et d'une valeur plus élevée pour les femmes mariées)⁽²⁰⁾. Ceci autorise l'approximation suivante :

$$\varepsilon_s = \beta \frac{w_{\min}}{w_{\text{moy}}} + \tilde{\varepsilon}_s \approx 0,3 + \tilde{\varepsilon}_s \in [0,3; 0,4]$$

Cet intervalle est très proche de la valeur de 0,4 estimée dans le paragraphe précédent. Par ailleurs, Laroque et Salanié (2000) excluent de leur échantillon les jeunes (qui sont moins bien payés et dont l'offre de travail est généralement considérée comme étant plus élastique) et les personnes qui travaillent à temps partiel (elles aussi surreprésentées au sein des bas salaires). La prise en compte de ces catégories ferait probablement monter l'estimation de ε_s au-dessus de 0,3, de sorte que la valeur de 0,4 semble raisonnable.

Une estimation fondée sur le comportement cyclique des salaires

Nous proposons ici une autre méthode pour estimer ε_s : si l'emploi total varie au cours du cycle, non pas pour des raisons liées à l'offre de travail mais du fait de mouvements de la courbe de demande (ceux-ci pouvant être d'origine technologique ou résulter d'autres facteurs comme l'état de la demande extérieure ou la politique monétaire et/ou budgétaire), il est possible d'évaluer ε_s à partir de la covariation des salaires et de l'emploi. Le comportement des salaires au cours du cycle est en effet déterminé par

$$\frac{L}{w} \frac{dw}{dL} = \varepsilon_s^{-1}$$

ou en termes de nombre d'emplois

$$(3) \frac{\Lambda}{w} \frac{dw}{d\Lambda} = \frac{w_{\min}}{w_{\text{moy}}} \varepsilon_s^{-1} \approx 0,5\varepsilon_s^{-1}$$

Si l'on suppose que les variations du taux de chômage, ces dernières années, résultaient principalement des mouvements de la demande de

travail, (3) indique qu'il suffit d'estimer l'élasticité des salaires aux variations du taux de chômage⁽²¹⁾.

Cette méthode indirecte est valide si l'on considère qu'une modélisation du marché du travail en termes d'équilibre entre l'offre (contrainte par le salaire minimum) et la demande décrit de manière pertinente les fluctuations de court terme. En revanche, une approche attribuant aux négociations salariales un rôle important pour expliquer les variations des salaires à court terme (cf. par exemple la section 3 de Gianella, 2000) conduirait à rejeter le lien postulé ici entre élasticité de l'offre de travail et sensibilité des salaires au taux de chômage. Bien que cette remarque puisse justifier une certaine réserve, nous pensons que cette méthode peut compléter utilement les estimations présentées plus haut. De plus, nous mesurons le lien entre salaires et chômage à partir d'une population d' "outsiders" du marché du travail, pour lesquels la négociation salariale pèse sans doute d'un poids moindre que pour la moyenne des salariés (voir plus bas).

Afin de prendre en compte les changements de composition de la main d'œuvre en fonction du taux de chômage, il faut mesurer les variations de salaire à caractéristiques individuelles données. Cela demande de pouvoir contrôler les caractéristiques individuelles, ou mieux encore, d'avoir recours à des données de panel, fournissant l'évolution salariale de chaque individu. Il existe peu d'estimations de ce type pour la France (alors que de nombreuses études sur le marché du travail américain ont recours à des panels)⁽²²⁾. Nous présentons donc nos propres résultats, obtenus à partir de l'enquête-emploi de l'Insee.

Dans quelle mesure des variations du salaire affectent-elles le niveau d'emploi désiré par les entreprises ? C'est suivant cette dimension que nous abordons ici la relation entre emploi et salaires. Le marché du travail français se caractérise par la séparation entre un groupe nombreux d' *insiders*, relativement bien abrités des dynamiques du marché par des coûts de licenciement élevés, et une population plus restreinte d' *outsiders* soumis à des transitions fréquentes entre chômage et emploi (voir par exemple Cohen et Dupas, 2000). Dans cet environnement dual, c'est essentiellement par des variations du taux d'emploi des *outsiders* qu'est déterminé à la marge le niveau d'emploi. Conformément à cette vue, Abowd *et alii* (1999) montrent que les entreprises françaises ajustent leur niveau d'emploi par des changements du taux d'embauche, le taux de licenciement variant lui très peu. Nous allons par conséquent nous intéresser au comportement cyclique du salaire des *outsiders* : nous restreignons nos observations aux personnes qui, pour chacune de deux années consécutives où elles figurent dans l'enquête-emploi, se déclarent employées par leur entreprise depuis moins d'un an (ce qui signifie notamment qu'elles ont changé

d'entreprise entre les deux enquêtes). Bien qu'une telle restriction soit susceptible d'engendrer des biais de sélection, nous pensons que ceux-ci sont sans doute moins graves que dans des estimations d'équations de salaires, dans la mesure où nous estimons des variations et non des niveaux. On peut en effet supposer que l'hétérogénéité individuelle, qui affecte certainement les niveaux de salaire, a un impact plus faible sur leurs variations dans le temps⁽²³⁾.

L'enquête-emploi permet de constituer des panels sur deux ans, à partir de 1990 (des données précises sur les salaires ne sont pas disponibles pour les années antérieures)⁽²⁴⁾, que nous juxtaposons de 1990-1991 à 1997-1998. Nous estimons alors l'équation suivante sur la population constituée des individus âgés de 19 à 55 ans (la première année) qui se déclarent employés depuis moins d'un an à plein temps (et ce pour les deux années), dans une entreprise du secteur privé, et dont le salaire la première année est compris entre w_{\min} et $2w_{\min}$ ⁽²⁵⁾ :

$$\text{Log} \left(\frac{w_{it}}{w_{it-1}} \right) = A + B \text{Log} \left(\frac{w_{\min,t}}{w_{\min,t-1}} \right) - C(u_t - u_{t-1}) + X_{it} \cdot \Delta + \varepsilon_{it}$$

où w_{it} est le salaire de l'individu i en l'année t , w_t et $w_{\min,t}$ désignent respectivement le taux de chômage et le salaire minimum réel en t , X_{it} est un vecteur de variables individuelles (âge et sexe) et ε_{it} est le terme d'erreur. Nous estimons aussi la même équation en incluant un *trend* annuel⁽²⁶⁾. Les résultats des différentes régressions sont fournis dans l'annexe 2 : suivant les variables de contrôle, nous obtenons des estimations de C comprises entre 1,16 et 1,96. Du fait de la taille réduite de l'échantillon et du nombre limité d'années (nous n'observons que 8 valeurs de $(u_t - u_{t-1})$), l'erreur standard est élevée (entre 0,75 et 0,85). Il est cependant remarquable que les valeurs de C obtenues par cette méthode conduisent à une estimation de ε_s extrêmement proche de celles obtenues précédemment par une méthode très différente. L'équation (3) implique en effet :

$$\varepsilon_s \approx 0,5 \left(\frac{\Delta dw}{w d\Lambda} \right)^{-1} \approx 0,5 \frac{1}{1+w} C^{-1} \in [0,23; 0,39]$$

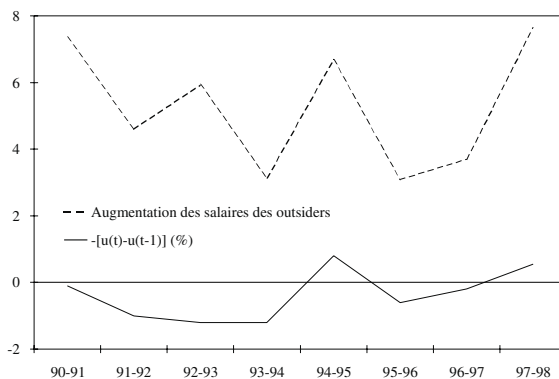
où la dernière inclusion découle de l'appartenance de C à l'intervalle [1,16 ; 1,96] (nous substituons $u = 0,1$). Cet intervalle est quasiment identique à celui que nous avons trouvé en utilisant notre mesure grossière de l'hétérogénéité de la main-d'œuvre ou celle de Laroque et Salanié (2000).

Malgré la robustesse limitée de cette estimation de la cyclicité des salaires (à cause des écarts-types élevés, de l'absence de prise en compte des allègements de charges récents, et des problèmes

théoriques mentionnés plus haut), la coïncidence des deux estimations de ε_s issues de méthodes différentes, peut conduire à leur accorder une certaine confiance. Notons également qu'elles impliquent une élasticité "comportementale" peu élevée, puisque celle-ci est mesurée, en principe, par la différence entre la valeur issue de la mesure de la cyclicité des salaires (qui évalue directement ε_s) et celle trouvée à partir de Laroque et Salanié (2000), qui estimait seulement le terme provenant de la marge extensive. Cette faible élasticité comportementale d'offre de travail rejoint les résultats de Piketty (1998) et semble confirmer que le chômage est principalement involontaire⁽²⁷⁾.

La forte sensibilité des salaires réels au chômage apparaît clairement sur la figure 1 qui représente les variations du salaire moyen de l'échantillon considéré dans les régressions. Elle indique à quel point une petite baisse du chômage est cause immédiate de tensions sur le marché du travail : les trois hausses les plus importantes du salaire moyen ont eu lieu en 1990-1991, 1994-1995 et 1997-1998, qui sont précisément les meilleures années en terme de baisse de chômage. De même, pendant l'expansion avortée de 1994-1995, la brève mais forte baisse du chômage semble avoir provoqué une forte hausse des salaires des *outsiders*, même peu qualifiés, malgré la diminution en termes réels du niveau du salaire minimum entre mars 1994 et mars 1995⁽²⁸⁾.

Figure 1 :



Ceci fournit peut-être l'illustration la plus convaincante de notre critique des politiques malthusiennes : toute tentative de résorption du chômage se fondant sur des sorties forcées de la population active conduit à une pression à la hausse des salaires et en définitive à une baisse du niveau d'emploi total. Ces résultats font écho au fréquent constat de pénurie de main-d'œuvre dont font état les entreprises dès que le taux de chômage approche la barre des 10 % - et ce, même pour des emplois relativement peu qualifiés⁽²⁹⁾.

Les différentes méthodes appliquées dans cette section conduisent à des valeurs de ε_s comprises entre 0,25 et 0,4. Dans les applications numériques

qui suivent, nous substituerons $\varepsilon_s = 0,4$, choix qui va à l'avantage des politiques malthusiennes et renforce donc toute conclusion critique à leur égard.

Estimation de ε_d

Les très nombreux travaux empiriques portant sur la demande de travail atteignent des conclusions divergentes. Elles sont résumées et discutées dans Hamermesh (1993), dont nous suivrons les conclusions. Le premier résultat important, vers lequel convergent beaucoup d'études, est la forte complémentarité entre capital et travail qualifié, et la forte substituabilité entre le travail peu qualifié et la combinaison capital - travail qualifié. Ceci implique que nous devons prendre en compte l'hétérogénéité des types de travail.

Nous supposons donc, pour simplifier, qu'il existe une aptitude limite \bar{i} telle que les individus d'aptitude inférieure à \bar{i} fournissent du travail peu qualifié et les autres du travail qualifié. Plus précisément, nous supposons que la fonction de production est de la forme $h(L_u, m(L_s, K))$, où h et m sont des fonctions homogènes de degré zéro, et L_j et Λ_j ($j = u$ ou $j = s$) sont respectivement la quantité de travail de type j et le niveau d'emploi des individus de type j , donnés par

$$\begin{cases} L_u = l \int_{\frac{w_{\min}}{w}}^{\bar{i}} i s_i g(i) di; & \Lambda_u = l \int_{\frac{w_{\min}}{w}}^{\bar{i}} s_i g(i) di \\ L_s = l \int_{\bar{i}}^{\infty} i s_i g(i) di; & \Lambda_s = l \int_{\bar{i}}^{\infty} s_i g(i) di \end{cases}$$

Comme nous supposons que $\tilde{w} = w_{\min}$ (ce qui traduit la faible valeur des élasticités comportementales d'offre de travail), la seule variable importante pour déterminer l'effet du coût du travail peu qualifié sur le niveau d'emploi est le nombre α tel que si l'emploi total augmente de 1 %, et si tous les travailleurs nouveaux ont une aptitude proche de i_{\min} , alors la productivité marginale du travail peu qualifié baisse de α %.

Nous montrons en annexe que la relation entre salaires des peu qualifiés et niveau d'emploi, à court terme (c'est-à-dire en supposant constants le stock de capital et la quantité de travail qualifié) est la même que celle prédite par notre modèle en substituant pour ε_d la valeur

$$(4) \varepsilon_d = \frac{w_u \Lambda_u}{w_{\text{moy}} (\Lambda_s + \Lambda_u)} \frac{\sigma}{1 - s_u}$$

où σ est l'élasticité de substitution entre le travail peu qualifié et la combinaison du capital et du travail qualifié, s_u est la part de la rémunération du travail peu qualifié dans la production totale et w_u est le salaire moyen des travailleurs peu qualifiés. Si on définit ces derniers comme la moitié la moins bien payée des salariés, l'enquête-emploi de 1998 indique que leur salaire moyen est environ 60 % du salaire

moyen de l'ensemble des salariés. La part de la rémunération des travailleurs peu qualifiés dans la production totale est $s_u = \frac{w_u}{2w_{\text{moy}}} s$ où s est la part du

travail dans la production totale. (4) s'écrit donc

$$\varepsilon_d = \frac{w_u}{2w_{\text{moy}}} \frac{\sigma}{1 - \frac{w_u}{2w_{\text{moy}}} s}$$

Après substitution des valeurs $s = 0,6$ et $\frac{w_u}{w_{\text{moy}}} = 0,6$,

cette expression devient

$$\varepsilon_d = 0,37 \sigma$$

Les estimations de l'élasticité de substitution σ varient beaucoup, mais la plupart des valeurs trouvées sont comprises entre 0,7 et 2,5 (Hamermesh, 1993, chapitre 3)⁽³⁰⁾. Nous retenons la moyenne de ces deux bornes, soit 1,6, ce qui conduit à l'estimation

$$\varepsilon_d \approx 0,6$$

Applications numériques

Nous appliquons maintenant les résultats théoriques des première et deuxième parties en substituant les estimations obtenues ci-dessus ($\varepsilon_d = 0,6$; $\varepsilon_s = 0,4$) et en supposant $\tau = 0,75$ (correspondant à un taux d'imposition de tous les revenus, et du salaire "super-brut" payé les employeurs, de 43 %). Nous retenons pour le taux de remplacement des allocations-chômage la valeur proposée par Salanié (2000), soit $r = 0,38$.

Politiques malthusiennes. On déduit de la proposition 1 :

– Pour libérer un emploi rémunéré peu au-dessus du salaire minimum, il faut faire sortir de la population active 2,5 travailleurs rémunérés légèrement au-dessus du salaire minimum. De manière équivalente, inciter X individus dont la productivité excède légèrement le salaire minimum à occuper un emploi accroît l'emploi total de 0,6 X .

– Une politique malthusienne avec compensation intégrale du revenu coûte $4,75 w_{\min}$ par emploi créé.

Politiques classiques. On déduit de la proposition 3 :

– Décroître le coût du salaire minimum de α % accroît l'emploi total de 0,5 α %.

– Une subvention des salaires, atténuée au-dessus de w_{\min} de sorte que la subvention moyenne s'élève à δ fois la subvention en w_{\min} coûte $(3,5\delta - 1,13) w_{\min}$ par emploi créé.

Selon ces estimations, les baisses de charges sur les bas salaires sont beaucoup plus efficaces que les politiques malthusiennes et une politique encourageant le retour à l'emploi aurait un effet important sur le niveau total d'emploi.

La comparaison est encore plus défavorable aux politiques malthusiennes si l'on considère les politiques de réduction des charges effectivement appliquées. Ainsi, l'exonération de charges mise en œuvre en France à partir de 1996 décroît linéairement au-dessus du Smic, pour s'annuler à 133 % du Smic. Une telle politique aurait coûté au moins quatre fois plus si elle avait pris la forme d'une subvention uniforme. En substituant $\delta = 0,25$, on trouve que la hausse des recettes fiscales induite par l'augmentation de la production excède la perte de recettes directe due à la baisse des charges, ce qui signifie que cette mesure a pu rapporter de l'argent aux finances publiques.

Robustesse des résultats

Cette appréciation très favorable aux mesures de baisses de charges peut sembler excessive : elle attribuerait aux allègements en vigueur depuis 1996 la création d'environ 1,2 million d'emplois⁽³¹⁾, alors que le rythme d'augmentation observé depuis 1997 est d'environ 350 000 emplois par an, probablement imputables en partie à l'amélioration de la conjoncture internationale. Plusieurs raisons peuvent expliquer pourquoi l'élasticité de l'emploi au coût du salaire minimum trouvée dans cet article est peut-être surestimée. Tout d'abord, nous avons retenu pour ε_s la valeur de 0,4, alors que l'intervalle estimé était [0,25 ; 0,4]. Ce choix, fait afin de nous placer dans les hypothèses les plus favorables aux politiques malthusiennes, est aussi le plus favorable aux politiques classiques. Si on retient au contraire la valeur basse, soit $\varepsilon_s = 0,25$, l'élasticité de l'emploi total au coût du salaire minimum n'est plus que 0,35 (au lieu de 0,5) et l'effet des allègements de charge de 1996 prédit par le modèle n'est plus que d'environ 800 000 emplois⁽³²⁾.

Par ailleurs, l'estimation de ε_d plus haut est sensible à la définition du travail non qualifié. Comme Piketty (1997), nous considérons la moitié la moins bien payée des salariés, alors que d'autres travaux (Malinvaud, 1998 ; Audric *et alii*, 2000 ; Laffargue, 2000) adoptent une définition plus restrictive (environ 20 % des salariés), qui conduirait, si nous la retenions, à une estimation plus basse de ε_d ⁽³³⁾.

Il faut sans doute prendre en compte un autre facteur, absent du modèle : on peut penser que l'ajustement de la demande de travail à une baisse de son coût est assez lente. L'asymétrie trouvée par Kramarz et Philippon (2000) entre l'effet positif des baisses de charges sur l'emploi et l'effet négatif, mais surtout beaucoup plus fort, des augmentations du Smic, va dans ce sens. Plus généralement, les interprétations

“classiques” du chômage français suggèrent un ajustement assez long de la demande de travail, puisque la forte hausse du salaire minimum a eu lieu au cours de la période 1968-1981, alors que le chômage des moins qualifiés a continué à augmenter fortement dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix. Cette remarque peut conduire à rééquilibrer quelque peu l'appréciation relative des politiques malthusiennes et classiques. Dans la mesure où les politiques malthusiennes consistent à libérer des postes de travail existants, et non pas, comme les politiques classiques, à en créer de nouveaux, on peut penser que la lenteur de l'ajustement de la demande de travail nuit moins à leur efficacité de court terme.

Notons cependant que la comparaison des politiques malthusiennes et classiques reste favorable à ces dernières, même si les élasticités retenues sont modifiées de manière significative. Par exemple, si l'on divise par 2 la valeur retenue pour l'élasticité de la demande de travail (c'est-à-dire si on substitue $\varepsilon_d = 0,3$ au lieu de $\varepsilon_d = 0,6$), on trouve que l'État, pour libérer un emploi, doit en supprimer 1,75, et le coût par emploi libéré (dans le cadre d'une compensation totale) dépasse 2,7 fois le salaire minimum, tandis qu'un mécanisme de baisse des charges comme celui mis en œuvre en 1996 ne coûterait que 0,15 fois le salaire minimum par emploi créé.

Remarquons aussi que l'appréciation des mesures malthusiennes devient encore plus négative si l'on suppose qu'elles concernent en partie des travailleurs qualifiés : la complémentarité entre travail qualifié et peu qualifié implique en effet qu'une diminution de la quantité de travail qualifié diminue la demande de travail peu qualifié.

Conclusion

Les résultats de cette étude peuvent aider à comprendre pourquoi les politiques malthusiennes adoptées par de nombreux pays européens depuis une vingtaine d'années ont eu un impact si faible sur le niveau du chômage et si fort sur le niveau d'emploi total : selon nos estimations, 100 sorties de la population active se traduisent par la destruction nette d'environ 60 emplois, parce que, du fait de l'hétérogénéité de la population, elles provoquent une raréfaction de la population employable par les entreprises et, indirectement, une augmentation du coût du travail effectif.

Symétriquement, si 100 chômeurs, 100 retraités ou 100 mères au foyer sont encouragés à occuper un emploi, ils ne prennent pas la place de 100 autres personnes, mais seulement de 40, alors que 60 emplois nets sont créés - et plus encore à long terme

après l'ajustement à la hausse du stock de capital. Des mesures fiscales ou des modifications de la politique familiale rendant le travail plus attractif financièrement⁽³⁴⁾, une aide plus efficace à la recherche d'emploi, ou une facilitation du cumul emploi-retraite auraient donc sans doute des effets très positifs sur le niveau d'emploi total.

Selon plusieurs travaux empiriques menés aux États-Unis, de telles mesures produisent leurs effets assez rapidement⁽³⁵⁾. Elles peuvent donc compléter utilement des politiques de baisse de coût du travail, dont l'effet peut être lent.

Toutefois, parce qu'elles provoquent une augmentation de l'emploi peu qualifié, de telles mesures peuvent à court terme avoir un effet négatif sur les bas salaires, ultérieurement résorbé par l'accumulation de capital. Cet enchaînement a été illustré par le choc d'offre de travail subi par Israël dans les années quatre-vingt-dix avec la soudaine immigration russe : après une brève période caractérisée par une augmentation du chômage (accompagnée toutefois d'une forte augmentation de l'emploi total) et une baisse des salaires réels, l'afflux de capital a ramené, après plusieurs années, les salaires et le taux de chômage à leurs niveaux antérieurs (Blanchard et Zeira, 2000). Cet exemple souligne que si le maintien des salaires réels est une condition politique nécessaire, la sortie de la logique malthusienne demande, à court terme, des mesures fiscales favorables aux bas salaires et, à moyen terme, une facilitation de l'investissement pour accélérer l'ajustement à la hausse du stock de capital⁽³⁶⁾. Dans la mesure où la politique monétaire a un impact sur le niveau de l'investissement, cet argument met en lumière une certaine complémentarité entre la politique monétaire et les diverses mesures "anti-malthusiennes" évoquées plus haut. Celles-ci seraient donc facilitées par une certaine coordination entre pays européens.

Notes

(1) L'expression de "malthusianisme économique" semble avoir été forgée par Alfred Sauvy pour critiquer la politique de réduction du temps de travail appliquée par le Front Populaire en 1936 (Sauvy, 1967). Il compare la conception de l'économie qui la justifie implicitement à la théorie de la population de Malthus : l'offre d'emplois ou la demande de travail (l'équivalent de l'offre de nourriture chez Malthus) n'est pas en mesure de s'ajuster à la demande d'emplois ou à l'offre de travail si celle-ci n'est pas contrainte (la réduction du temps de travail jouant ici un rôle analogue au contrôle des naissances). Aucune connotation péjorative ne doit être perçue dans l'usage que nous faisons de ce terme.

(2) Cf. Marimon et Zilibotti (2000), Askenazy (2000) (et les travaux empiriques auxquels cet article renvoie) et les contributions rassemblées dans Cahuc et Granier (1997) pour un panorama de la littérature récente.

(3) Les raisons qui nous conduisent à écarter de notre analyse la réduction du temps de travail s'appliquent sans doute également au travail à temps partiel, fortement encouragé dans les années 1990.

(4) Pour une description détaillée des politiques de l'emploi menées en France depuis les années 1970, voir Dares (1997) et les références auquel cet ouvrage renvoie.

(5) Le fait que de nombreux travailleurs de l'industrie, mis en préretraites, aient été jugés inutiles ou trop peu productifs par les entreprises qui les employaient ne signifie pas qu'ils n'auraient pas pu occuper un emploi dans un autre secteur de l'économie. La réallocation massive de l'emploi de l'industrie vers les services, depuis plusieurs décennies, suggère le contraire.

(6) On peut penser en premier lieu à la trappe à pauvreté entre le RMI et le Smic, dont Piketty (1997) a mesuré les conséquences sur le taux d'emploi des femmes.

(7) Ces chiffres, comme ceux mentionnés dans les deux paragraphes suivants, proviennent des *Perspectives de l'emploi de l'OCDE* (2000).

(8) L'évolution du taux d'activité et d'emploi des hommes constitue une mesure plus pertinente du caractère malthusien des politiques menées que celle du taux global, car celui-ci reflète également les changements de la participation des femmes au marché du travail, déterminée par des facteurs sociologiques complexes. Il faut cependant se garder de ne voir dans la baisse du taux d'activité entre 15 et 64 ans que la conséquence de politiques malthusiennes : l'allongement de la scolarité et l'augmentation du nombre d'étudiants ne sauraient évidemment s'analyser en ces termes.

(9) Sur le marché du travail en France, voir par exemple Fougère et Kramarz (1997).

(10) Dans la deuxième section de la troisième partie, nous montrons comment ce modèle s'applique à un monde où existent deux types de travail, qualifié et non-qualifié.

(11) Nous nous intéressons à des effets de court terme, ce qui signifie que sous l'horizon temporel considéré, la quantité de travail peut s'ajuster, mais pas le stock de capital. Cette forme fonctionnelle doit donc être vue comme la forme réduite d'une fonction de production à rendements constants $g(K,L)$, avec K constant à court terme. La distinction entre court terme et long terme peut cependant paraître problématique dans la mesure où l'ajustement de la demande de travail en France n'est peut-être pas très rapide (cette question est discutée à la fin de la deuxième partie).

- (12) Depuis les mesures de baisses des charges pesant sur les bas salaires, leur taux est d'environ 55 % au niveau du Smic (la somme des cotisations salariales et patronales représente 55 % du Smic net) et d'environ 75 % au-dessus de 133 % du Smic. Mais l'approximation consistant à supposer un taux uniforme, qui simplifie grandement la présentation, n'a pratiquement aucune conséquence sur les estimations numériques présentées à la fin de l'article.
- (13) Cette simplification s'écarte très peu de la réalité, puisque la valeur $\tau = 75\%$ implique $\tau/1 + \tau = 43\%$ environ, ce qui est très proche de la part des prélèvements obligatoires dans le PNB.
- (14) β est égal à la proportion de la main-d'œuvre totale qui serait comprise dans un intervalle d'aptitude de longueur i_{\min} si la densité de la distribution des aptitudes était partout la même que la densité effective en i_{\min} .
- (15) Ce raisonnement ne vaut que dans le cas du chômage classique, retenu dans cet article, mais pas dans le cas où le chômage est keynésien (cf. l'introduction).
- (16) Laroque et Salanié (2000) établissent que (suivant notre terminologie) β est nettement plus grand que $\tilde{\epsilon}_s$ (les variations du niveau d'emploi proviennent essentiellement de changements dans le degré de saturation de la contrainte du salaire minimum), bien que l'impact des changements dans les décisions de participation, effet décrit par $\tilde{\epsilon}_s$, ne soit pas totalement négligeable (en particulier pour les femmes). Ils trouvent également (comme Eissa et Liebman, 1996, aux États-Unis) que l'offre de travail des individus peu qualifiés est en moyenne plus élastique que celle de l'ensemble de la population. Ces deux éléments impliquent que \tilde{w} est voisin de w_{\min} .
- (17) Nous supposons que les entrants dans la population active ont une productivité légèrement supérieure au salaire minimum.
- (18) Cette discussion montre l'importance de la modélisation continue. Sa pertinence (en regard d'un modèle à deux groupes, par exemple) est la question cruciale, s'agissant de l'évaluation de politiques économiques.
- (19) Il peut y avoir accumulation au salaire minimum d'individus dont les productivités diffèrent. Par exemple, si la négociation salariale conduit à un partage égal du surplus, tous les individus dont la productivité se situe entre w_{\min} et $2w_{\min}$ gagnent le salaire minimum.
- (20) La traduction de leurs résultats dans le langage de notre modèle est expliquée dans l'annexe.
- (21) L'inconvénient majeur de cette méthode vient de ce qu'elle repose sur une hypothèse qui n'est pas totalement juste, car les réductions de charges sociales en vigueur depuis le milieu des années quatre-vingt-dix n'ont sans doute pas été sans effet sur la courbe d'offre elle-même. Mais le délai entre l'entrée en vigueur de ces mesures et la prise de conscience effective par les entreprises de leur existence durable (Kramarz et Philippon, 2000) atténue quelque peu la portée de cette critique.
- (22) Cotis, Méary, et Sobczac (1998), ainsi que L'Horty et Sobczac (1997), s'intéressent au lien salaire-chômage mais ne prennent pas en compte les effets de composition. Gianella (2000), qui utilise les panels de l'enquête-emploi, les prend en compte, mais d'autres différences distinguent son estimation de celle réalisée dans cette section (voir la note 26). Pour un panorama de la littérature sur les fluctuations cycliques des salaires, voir Abraham et Haltiwanger (1995).
- (23) Comme nous l'expliquons plus bas, nous contrôlons pour l'âge, qui est corrélé à la fois avec les variations et les niveaux, du fait de la concavité du profil salarial sur le cycle de vie.
- (24) Les individus sont interrogés en mars de chaque année, à l'exception de 1990 (janvier).
- (25) Notre approche se focalisant sur ce qui se passe au voisinage du salaire minimum, nous pourrions restreindre notre régression à un intervalle plus fin. Mais ceci ferait naître deux difficultés nouvelles : d'une part, le lien entre salaire et productivité est sans doute problématique au voisinage immédiat du salaire minimum (cf. la note 21). Par ailleurs, la restriction à un intervalle plus étroit que $[w_{\min}; 2w_{\min}]$ amoindrit de manière critique la taille de l'échantillon. Les régressions effectuées pour w_{it} appartenant à $[w_{\min,t}; \alpha w_{\min,t}]$ pour différentes valeurs de α entre 1,5 et 2 donnent des résultats similaires à ceux obtenus pour $\alpha = 2$ mais avec de plus grands écarts-types.
- (26) Nous suivons ici la méthodologie de Solon, Barsky et Parker (1994). Cette estimation se distingue de celle de Gianella (2000) par deux aspects principaux : la restriction aux *outsiders*, afin de nous limiter à une population dont le salaire est déterminé de façon plus concurrentielle que la moyenne, et la restriction aux salariés dont le revenu est inférieur à $2w_{\min}$, parce que nous nous intéressons aux salariés assez peu qualifiés.
- (27) Cette affirmation ne signifie pas qu'il est impossible d'augmenter la participation au marché du travail, car certaines catégories de la population (femmes, jeunes) ont des élasticités d'offre plus élevées et d'autres (les jeunes retraités par exemple) sont actuellement contraintes à l'inactivité.
- (28) Notons que ces remarques ne s'appliquent par à l'ensemble des salariés mais seulement à ceux qui viennent d'être embauchés. On observe au contraire une modération étonnante du salaire moyen à la fin des années quatre-vingt-dix, dans un contexte de forte diminution du chômage (Pisani-Ferry, 2000). Mais la mise en œuvre progressive de la réduction du temps de travail pendant cette période rend délicate toute interprétation.
- (29) Le constat de pénurie est devenu courant à partir de 1999, alors même que le taux de chômage, en forte baisse, restait supérieur à 10 %. Cette situation rappelle les années 1989-1991, pendant lesquelles le taux de chômage était descendu jusqu'à 8,9 % (voir Pisani-Ferry, 2000).
- (30) Ces bornes sont retenues par plusieurs travaux récents visant à estimer l'effet des baisses du coût du travail sur l'emploi en France (Audric *et alii*, 2000 ; Laffargue, 2000). La valeur que nous trouvons pour ϵ_d ne peut pas être directement comparée à celles retenues dans d'autres travaux, puisqu'elle "traduit" les élasticités de substitution issues de la littérature existante dans le langage de notre modèle, qui ne modélise pas explicitement la distinction entre travail qualifié et peu qualifié.
- (31) Ce chiffre s'obtient de la manière suivante : le coût du SMIC ayant diminué de 12 %, l'emploi aurait dû augmenter de 6 % et la France compte environ 20 millions d'emplois.
- (32) Notre estimation - entre 800 000 et 1,2 million d'emplois créés - est plus optimiste que la plupart des travaux récents (résumés par exemple dans Pisani-Ferry, 2000). Elle est cependant voisine de celles de Germain (1997), Laffargue (2000), et Laroque et Salanié (2000) (si l'on prend en compte la restriction de ce dernier article à une moitié environ de la population active). Certains de ces travaux, comme le présent article, concluent que la baisse des charges sociales sur les bas salaires peut augmenter les recettes fiscales de l'État grâce aux recettes induites par les nouveaux emplois.

(33) Cette remarque permet de souligner la double fragilité de ce type d'exercice : les élasticités de substitution établies dans la littérature sont incertaines, mais de plus les applications numériques sont sensibles à la définition, arbitraire, du travail peu qualifié.

(34) Voir par exemple la proposition d'une Allocation Compensatrice de Revenu (Godino, 1999) afin de lisser la transition entre RMI et Smic.

(35) Selon Meyer (1996), l'intensité de l'aide à la recherche d'emploi affecte de manière importante la probabilité de sortir du chômage. Eissa et Libman (1996), qui étudient la réforme de l'Earned Income Tax Credit en 1993, montrent que des incitations financières favorables ont un effet rapide sur cette probabilité.

(36) Cette remarque ne vaut pas pour les politiques classiques de baisses de charges. Comme les politiques visant à augmenter l'offre de travail, elles induisent à long terme une augmentation du stock de capital dont les effets sont favorables aux salaires, mais ceux-ci augmentent aussi à court terme.

(37) Sous cette hypothèse, les politiques malthusiennes sont totalement inefficaces, même à court terme. Ceci explique qu'elles soient ignorées par les auteurs dans leur analyse de politique économique.

(38) La condition $w_{\min,t+1} \leq w_{i,t+1} \leq 5w_{\min,t+1}$ permet d'éliminer des valeurs de salaire irréalistes (la variable salariale, déclarée par les individus, est potentiellement sujette à des erreurs de déclaration importantes).

Bibliographie

Abowd J., Corbel P. et Kramarz F. (1999). "The Entry and Exit of Workers and the Growth of Employment: an Analysis of French Establishments", *Review of Economics and Statistics*, vol. 81 (2), pp. 170-187.

Abraham K. et Haltiwanger J. (1995). "Real Wages and the Business Cycle", *Journal of Economic Literature*, vol. 33, pp. 1215-1264.

Afsa C (1996). "L'Allocation Parentale d'Éducation : entre politique familiale et politique de l'emploi", *Insee-Première*, n° 569.

Askenazy P. (2000). "Réduction du temps de travail : conditions de travail et organisation", *Revue Économique*, vol. 51 (3), pp. 547-556.

Audric S., Givord P. et Prost C. (2000). "Estimation de l'impact sur l'emploi non qualifié des mesures de baisse de charges", *Revue Economique*, vol. 51 (3), pp. 513-522.

Blanchard O. et Summers L. (1987). "Hysteresis in Unemployment", *European Economic Review*, vol. 31, pp. 288-295.

Blanchard O. et Zeira J. (2000). "The Macroeconomic Effects of a Large Shock in Labor Supply: Russian Immigration in Israel in the 1990s", *document de travail, MIT*.

Cahuc P. et Granier P. eds. (1997). *La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi?*, Economica.

Card D., Kramarz F. et Lemieux T. (1999). "Changes in the Relative Structure of Wages and Employment: A Comparison of the United States, Canada, and France", *Canadian Journal of Economics*, vol. 32, (4), pp. 843-877.

Cohen D. et Dupas P. (2000). "Trajectoires comparées des chômeurs en France et aux États-Unis", *Economie et Statistique*, vol. 332-333.

Cotis J.-P., Méary R. et Sobczak N. (1998). "Le chômage d'équilibre en France : une évaluation", *Revue Economique*, vol. 49 (3), pp. 921-935.

Dares (1997). *La politique de l'emploi*, La Découverte.

Eissa N. et Liebman J. (1996). "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111 (2), pp. 605-637.

Fougère D. et Kramarz F. (1997). "Le marché du travail en France : quelques pistes d'analyse", *Economie et Statistique*, vol. 301-302, pp. 51-60.

Germain J.-M. (1997). "Allègements de charges sociales, coût du travail et emploi dans les modèles d'équilibre : enjeux et débats", *Economie et Statistique*, vol. 301-302, pp. 73-94.

Gianella C. (2000). "Local Unemployment and Wages", document de travail, *Insee*.

Godino R. (1999). "Pour une réforme du RMI", *Notes de la Fondation Saint-Simon*, n° 104.

Hamermesh D. (1993). *Labor Demand*, Princeton University Press.

Kramarz F. et Philippon T. (2000). "The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment", à paraître, *Journal of Public Economics*.

Laffargue J.-P. (1997). "Chômage des non-qualifiés et progrès technique", *Revue Economique*, vol. 48 (5), pp. 1311-1335.

Laffargue J.-P. (2000). "Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires", *Revue Economique*, vol. 51 (3), pp. 489-498.

Laroque G. et Salanié B. (2000). "Une décomposition du non-emploi en France", *Economie et Statistique*, vol. 331, pp. 47-66.

Layard R., Nickell S. et Jackman R. (1991). *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.

L'Horty Y. et Sobczak N. (1997). "Les déterminants du chômage d'équilibre : estimation d'un modèle WS-PS", *Économie et Prévision*, vol. 127, pp. 101-116.

Malinvaud E. (1998). *Les cotisations sociales à la charge des employeurs* (rapport du Conseil d'Analyse Economique), La Documentation Française.

Marimon R. et Zilibotti F. (2000). "Employment and Distributional Effects of Restricting Working Time", *European Economic Review*, vol. 44 (7), pp. 1291-1326.

Meyer B. (1996). "What Have We Learned from the Illinois Reemployment Bonus Experiment?", *Journal of Labor Economics*, vol. 14, pp. 26-51.

Meyer R. et Wise D. (1983a). "Discontinuous Distributions and Missing Persons: the Minimum Wage and Unemployed Youth", *Econometrica*, vol. 51 (6), pp. 1677-1698.

Meyer R. et Wise D. (1983b). "The Effects of the Minimum Wage on the Employment and Earnings of Youth", *Journal of Labor Economics*, vol. 1 (1), pp. 66-100.

OCDE (2000). *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, OCDE.

Piketty T. (1997). "La redistribution fiscale face au chômage", *Revue Française d'Economie*, vol. 12 (1), pp. 157-201.

Piketty T. (1998). "L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels. Une estimation pour le cas français", *Économie et Prévision*, vol. 132-133, pp. 1-35.

Pisani-Ferry J. (2000). *Les chemins du plein emploi* (rapport du Conseil d'Analyse Economique), La Documentation Française.

Salanié B. (2000). "Une maquette analytique de long terme du marché du travail", *Économie et Prévision*, vol. 146, pp. 1-13.

Sauvy A. (1967). *Histoire économique de la France entre les deux guerres*, Arthème Fayard.

Solon G., Barsky R. et Parker J. (1994). "Measuring the Cyclical of Real Wages: How Important is the Composition Bias?", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109 (1), pp. 1-26.

Démonstration du lemme 1 :

$$\text{Par définition, } w_{moy} = w \frac{\int_{\underline{z}_{i_{min}}}^{\infty} i s_i g(i) di}{\int_{\underline{z}_{i_{min}}}^{\infty} s_i g(i) di}$$

$$\text{et } \varepsilon_{si} = \frac{\partial s_i}{\partial w} \frac{w_i}{s_i(w_i)} = \frac{\partial s_i}{\partial w} \frac{iw}{s_i(iw)}.$$

La dérivation de (1) par rapport à w permet de calculer l'élasticité ε_s de l'offre de travail effectif :

$$\begin{aligned} \varepsilon_s &= \frac{wS'(w)}{S(w)} = \frac{wl}{S(w)} \frac{\partial}{\partial w} \int_{\underline{w}_{min}}^{\infty} i s_i(iw) g(i) di \\ &= \frac{wl}{S(w)} \left[\int_{\underline{w}_{min}}^{\infty} i^2 g(i) \frac{\partial s_i}{\partial w}(iw) di + \frac{\underline{w}_{min}}{w^2} i_{min} s_{i_{min}}(\underline{w}_{min}) g(i_{min}) \right] \\ &= \frac{\int_{\underline{w}_{min}}^{\infty} i \varepsilon_{si} s_i g(i) di + \frac{\underline{w}_{min}}{w} i_{min} s_{i_{min}}(\underline{w}_{min}) g(i_{min})}{\int_{\underline{w}_{min}}^{\infty} i s_i(iw) g(i) di} \\ &= \frac{\int_{i_{min}}^{\infty} i \varepsilon_{si} s_i g(i) di}{\int_{i_{min}}^{\infty} i s_i g(i) di} + \frac{\underline{w}_{min}}{w_{moy}} \frac{i_{min} s_{i_{min}}(\underline{w}_{min}) g(i_{min})}{\int_{i_{min}}^{\infty} s_i(iw) g(i) di} \end{aligned}$$

d'où le résultat.

Estimation de ε_s d'après les résultats de Laroque et Salanié (2000)

Laroque et Salanié établissent d'abord que les mouvements du niveau d'emploi sont essentiellement dus à des changements dans le degré de saturation de la contrainte de salaire minimum donc à des variations du chômage involontaire. Ceci signifie que $\tilde{\varepsilon}_s$ est petit comparé à β , donc que nous pouvons appliquer le corollaire de la Proposition 3. Ils modélisent alors une économie où la productivité individuelle dépend uniquement des caractéristiques de l'individu (et d'un terme aléatoire) et non du nombre de travailleurs actifs. Ceci revient à supposer que le salaire par unité effective de travail est constant donc que $\varepsilon_d = \infty^{(37)}$. En se basant sur cette hypothèse et l'équation de participation qu'ils trouvent, Laroque et Salanié estiment que l'élasticité de l'emploi total par rapport aux variations du salaire minimum est d'environ -0,6, puisqu'ils estiment que la baisse du coût du travail de 12 % décidée au milieu des années 1990 devrait augmenter l'emploi de 7,7 % dans la population qu'ils considèrent (ils en attendent 490 000 emplois nouveaux, à partir d'un niveau de 6 350 000 emplois à temps plein dans la tranche 25-49 ans). En substituant cette valeur dans le corollaire de la Proposition 3, on obtient en

$$\text{tenant compte de } \varepsilon_d = \infty, 0,6 = \left(\frac{\underline{w}_{min}}{w_{moy}} \varepsilon_d^{-1} + \beta^{-1} \right)^{-1} = \beta,$$

formule que nous utilisons.

Calcul de ε_d

Selon notre modèle avec un seul type de travail, augmenter le nombre de travailleurs de 1 %, en supposant que les nouveaux travailleurs ont une aptitude i_{\min} , revient à augmenter de $\frac{w_{\min}}{w_{\text{moy}}}$ la quantité de travail effectif et donc à diminuer de $\frac{w_{\min}}{w_{\text{moy}}} \frac{1}{\varepsilon_d} \%$ la productivité marginale de chaque travailleur.

S'il existe en fait deux types de travail (qualifié et peu qualifié), alors augmenter de 1 % le nombre de travailleurs, en supposant que les nouveaux travailleurs ont une aptitude i_{\min} , revient à augmenter de $\frac{\Lambda_s + \Lambda_u}{\Lambda_u} \frac{w_{\min}}{w_u} \%$ la quantité de travail peu qualifié, où w_u est le salaire moyen des travailleurs peu qualifiés. Nous cherchons donc à savoir de combien la productivité marginale des travailleurs peu qualifiés diminue lorsque la quantité de travail peu qualifié augmente de $\frac{\Lambda_s + \Lambda_u}{\Lambda_u} \frac{w_{\min}}{w_u} \%$, à quantité inchangée de travail qualifié et de capital.

Une telle augmentation revient à une augmentation de $\frac{\Lambda_s + \Lambda_u}{\Lambda_u} \frac{w_{\min}}{w_u} \%$ du rapport entre la quantité de travail peu qualifié et de la combinaison capital - travail qualifié. L'élasticité de substitution entre ces facteurs est σ , donc le rapport de leurs productivités marginales diminue de $\sigma^{-1} \frac{\Lambda_s + \Lambda_u}{\Lambda_u} \frac{w_{\min}}{w_u} \%$.

Si p_u, L_u, p_K, K désignent respectivement le prix (ou la productivité marginale) et la quantité de travail non qualifié, et le prix et la quantité de la combinaison capital - travail qualifié, on a donc

$$(5) \quad \frac{dp_u}{p_u} - \frac{dp_K}{p_K} = -\sigma^{-1} \frac{\Lambda_s + \Lambda_u}{\Lambda_u} \frac{w_{\min}}{w_u} \%$$

Par ailleurs, l'hypothèse (habituelle) d'une technologie à rendements constants implique $L_u dp_u + K dp_K = 0$, d'où

$$\frac{dp_u}{p_u} - \frac{dp_K}{p_K} = \frac{dp_u}{p_u} \left(1 + \frac{p_u L_u}{p_K K} \right) = \frac{1}{1 - s_u} \frac{dp_u}{p_u}$$

où $s_u = \frac{p_u L_u}{p_u L_u + p_K K}$ est la part de la rémunération du travail peu qualifié. Substituée dans (5), cette identité implique

$$\frac{dp_u}{p_u} = -\sigma^{-1} \frac{\Lambda_s + \Lambda_u}{\Lambda_u} \frac{w_{\min}}{w_u} (1 - s_u)$$

Augmenter de 1 % le nombre de travailleurs conduit donc à une diminution de $\sigma^{-1} \frac{\Lambda_s + \Lambda_u}{\Lambda_u} \frac{w_{\min}}{w_u} (1 - s_u) \%$ de la productivité marginale du travail peu qualifié, donc une baisse de 1 % de w provoque une augmentation de l'emploi total de $\frac{w_u \Lambda_u}{w_{\min} (\Lambda_s + \Lambda_u)} \frac{\sigma}{1 - s_u} \%$. Dans notre modèle, une augmentation de l'emploi total de $\alpha \%$ (en supposant les nouveaux emplois pourvus par des salariés proches du salaire minimum) équivaut à une augmentation de $\alpha \frac{w_{\min}}{w_{\text{moy}}} \%$

de la quantité de travail effectif. Une baisse de 1% de w provoque donc une augmentation de

$$\frac{w_u \Lambda_u}{w_{\text{moy}} (\Lambda_s + \Lambda_u)} \frac{\sigma}{1 - s_u} \%$$

de la quantité de travail effectif, d'où

$$\varepsilon_d = \frac{w_u \Lambda_u}{w_{\text{moy}} (\Lambda_s + \Lambda_u)} \frac{\sigma}{1 - s_u}$$

Annexe 2 : résumé des régressions

Échantillon : individus âgés de 19 à 55 ans la première année, employés à plein temps dans le secteur privé, dont l'ancienneté dans l'entreprise est inférieure à un an en t et en $t + 1$, et dont le salaire vérifie $w_{\min,t} \leq w_{it} \leq 2w_{\min,t}$ et⁽³⁸⁾ $w_{\min,t+1} \leq w_{i,t+1} \leq 5w_{\min,t+1}$. Années limite : 1990-1998.

Nombre d'individus : 1628 (chacun observé 2 années consécutives).

Variable indépendante : $\text{Log} \left(\frac{w_{it}}{w_{i,t-1}} \right)$.

Nous reportons ci-dessous les coefficients obtenus sur les différentes variables dépendantes (erreurs standard entre parenthèses).

$u_t - u_{t-1} \text{Log} \left(\frac{w_{\min,t}}{w_{\min,t-1}} \right)$		Variables de contrôle	Trend temporel
-1,16 (0,75)	0,39 (0,33)	Néant	Non
-1,26 (0,76)	0,34 (0,33)	Sexe et âge (dummy par intervalle de 5 ans)	Non
-1,96 (0,85)	0,20 (0,33)	Sexe et âge (dummy par intervalle de 5 ans)	Oui