

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2007 / 01

**Allègements de cotisations patronales
et dynamique salariale**

David SRAER

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2007 / 01

Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale

David SRAER *

FÉVRIER 2007

L'auteur remercie les participants au séminaire D3E ainsi que les membres de la division MSE pour leurs remarques.

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise »
Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale

Résumé

Cet article réexamine l'impact des premiers allègements de cotisations patronales mis en place dans les années 1990 sur la progression salariale des individus à bas salaires. Dans la mesure où elles constituent un transfert net de l'État vers le couple employeur/employé, il est peu probable que ces politiques conduisent à des baisses de salaire pour un employé de productivité donnée. En revanche, la dégressivité des réductions de charges peut conduire à une relation concave entre salaire et productivité telle que de mêmes gains de productivité débouchent sur une progression salariale plus faible une fois mises en place les baisses de charge. C'est cet effet de trappe à bas salaire que nous cherchons à tester dans cette étude.

Un premier test consiste à comparer l'évolution du taux de croissance des salaires des individus touchés par les baisses de charges à celui des individus les plus proches en terme de salaire brut, mais n'étant pas affectés par ces allègements. Cette stratégie de différence de différences montre que les individus à bas salaires avaient, en 1997, plus de chances d'être augmentés que des individus de salaire « moyen », et ce relativement à la situation de 1994 où les baisses de charges n'étaient que très marginales. Les fortes hausses du SMIC sur la période peuvent néanmoins compliquer l'interprétation causale de ces résultats. Notre deuxième stratégie empirique compare l'évolution salariale d'un individu proche du SMIC entre 1994 et 1998 avec celle d'un individu ayant les mêmes caractéristiques observables mais sur la période 1984-1988. Les estimations ne montrent aucune différence significative dans ces évolutions salariales. Au final, les résultats suggèrent que l'espérance de revenu des bas salaires ne s'est pas dégradée avec la mise en place des allègements de charges, tout au moins à court et moyen-terme.

Mots-clés : Allègement de cotisations patronales ; formation des salaires ; différence de différence ; dynamique salariale

Payroll tax reduction and wage dynamic

Abstract:

This article assesses the impact of the first payroll tax reductions implemented in France in the 90s on the wage dynamics of low-income employees. Since these policies represent a net transfer from the State to the employer/employee match, they are unlikely to lead to wage reductions for employees of a given productivity level. However, the degressivity of such payroll tax reductions leads to a concave link between wage and productivity such that for given productivity changes, wage increases are lower once the payroll tax reductions are implemented. The purpose of this study is to test the validity of this low-wage trap hypothesis.

Our first empirical strategy simply consists in comparing the evolution of wage increases for employees benefiting from the payroll tax reductions with those of the closest individuals in terms of wages, but not affected by these reductions. This difference-in-difference strategy shows that low-wage employees were more likely than "medium-wage" employees to get a raise in 1997 than they were in 1994, when payroll tax reductions were only marginal. The substantial minimum wage increase in the period makes it hard, though, to interpret these results causally. Our second empirical strategy compares the individual wage evolutions of a near-to-minimum wage employee between 1994 and 1998 with that of a similar individual but for the 1984-1988 period. We observe no significant differential evolutions. Overall, our results suggest that payroll tax reductions did not decrease the expected income of low-wage employees, at least in the short or medium run.

Keywords: Payroll tax reductions ; Wage setting ; Difference in Difference ; Wage dynamic

Classification JEL : J08, J31, J38, H20

Sommaire

Introduction.....	5
I - Méthode d'évaluation et premiers résultats.....	8
<i>1.1 Une mesure directe</i>	<i>8</i>
<i>1.2 Effets au sein de la population à « bas-salaire »</i>	<i>12</i>
II - Une approche par trajectoires individuelles.....	17
Conclusion.....	19
Bibliographie.....	20
Annexe 1 : graphiques et tableaux.....	21
Annexe 2 : Effet des allègements de charge dans un modèle stylisé de formation des salaires.....	31
<i>Cadre théorique et hypothèses</i>	<i>31</i>
<i>Analyse en l'absence de réduction de cotisations patronales</i>	<i>32</i>
<i>Analyse avec allègements de charges sur les bas salaires</i>	<i>33</i>
<i>Impact dynamique de l'introduction des baisses de charges</i>	<i>35</i>
<i>Limites du modèle</i>	<i>37</i>

Introduction

Depuis 1993, la France a connu la montée en puissance de dispositifs visant à réduire le coût du travail des salariés peu qualifiés. Marginaux jusqu'en 1995, ces dispositifs d'allègements de cotisations patronales sur les bas salaires sont devenus conséquents à la suite de l'introduction de la « ristourne Juppé », dont une caractéristique principale était la dégressivité : ces allègements de cotisations patronales étaient maximaux pour des individus rémunérés au SMIC et s'annulaient pour des individus de salaire brut égal à 1,33 fois le SMIC.

Les effets « emplois » de ces mesures d'allègements de cotisations patronales, i.e. leur impact sur la création et la destruction de postes, ont fait l'objet d'un nombre important de travaux de recherche. Deux types d'études ont à ce jour été réalisés.

Certains travaux reposent sur une évaluation purement *ex ante*, i.e. sur la calibration, l'estimation et la simulation d'une maquette du marché du travail français. Ainsi, par exemple, Laroque et Salanié (2000) estiment que près de 500000 emplois non-qualifiés auraient été créés par la « Ristourne Juppé ». Audric, Givord et Prost (2000) estiment cette création d'emplois non-qualifiés entre 100000 et 390000, selon l'hypothèse retenue pour l'élasticité de substitution entre travail qualifié et travail peu qualifié. En général, la plupart de ces études *ex ante* sont concordantes sur l'impact positif des allègements de cotisation patronale sur l'emploi.

D'autres travaux reposent sur une évaluation *ex post*, i.e. sur l'estimation d'un modèle économétrique utilisant les données statistiques disponibles. La principale contribution est celle de Crépon et Desplatz (2001), qui utilisent les variations de coût du travail *ex ante* pour estimer *ex post* l'impact des dispositifs d'abaissement de charges mis en place en 1995 et 1996 sur la croissance des effectifs entre 1994 et 1997 : les auteurs estiment par une méthode de différence de différence une augmentation de l'emploi de 2,6% dans l'industrie et de 3,4% dans le tertiaire. Une extrapolation de ces estimations à l'ensemble de l'emploi de ces secteurs mène à la conclusion que ces mesures auraient créé ou sauvé près de 460 000 emplois. Notons toutefois que l'étude de Crépon et Desplatz a été l'objet de différentes critiques, que l'on trouvera résumées dans un article de Sterdyniak (2002) ainsi que dans la réponse des auteurs à cette critique (Crépon et Desplatz (2002)).

Un autre domaine sur lequel les politiques d'allègements de charge sont susceptibles d'avoir un effet est celui des salaires. Les politiques d'allègements de charge peuvent accroître la part des bas salaires dans l'emploi par deux biais. L'un est une conséquence logique de leur effet sur l'emploi : si ces politiques réussissent à améliorer l'emploi des moins qualifiés, il est normal que la part des bas salaires s'accroisse. L'autre effet est moins souhaitable et concerne la progression salariale des individus qui sont déjà dans l'emploi. Il s'agit de l'effet dit de trappe à bas salaires qui vient de ce que la progressivité des allègements rend les hausses de salaires plus coûteuses pour l'employeur. Par exemple, le rapport Malinvaud (1998) indiquait que le système en application en 1997 signifiait qu'une même hausse de 100 francs du salaire *net* coûtait 260 francs à l'employeur au niveau du SMIC, contre 187 francs une fois arrivé au seuil de 1,33 SMIC. De manière similaire, un rapport d'information de la commission des finances du Sénat (2003) donnait un coût de 216 Euros pour une augmentation de 113 Euros du salaire *brut* au niveau du SMIC, après ristourne Juppé, soit un taux marginal de cotisation patronale de 92%, contre 45% hors ristourne.

Ce différentiel est devenu un peu moins marqué dans le système actuel, en raison d'une plage de dégressivité plus large. Mais cet élargissement rend ces politiques d'allègement plus coûteuses. Un problème d'arbitrage se pose ainsi entre coût budgétaire de cette politique et minimisation de l'effet de trappe à bas salaires, d'où l'intérêt de tester l'ampleur de cet effet de trappe.

Cette étude apporte un éclairage partiel à cette question. Elle n'aborde pas la question des effets de trappe à long terme qui étaient ceux sur lequel insistait le rapport Malinvaud, qui citait notamment les changements possibles des règles de promotions ou des incitations à la formation. Elle se concentre sur la détection d'éventuels effets de trappe à court ou moyen-terme. A ce stade, cette question n'a fait l'objet que de deux études (Audenis, Laïb et Roux (2003) et Lhommeau (2005), avec des résultats apparemment divergents. Audenis et al. montrent tout d'abord que la décote entre le salaire d'un nouvel employé et d'un salarié déjà présent dans l'entreprise n'a fait que décroître (de 27 à 7%) entre 1994 et 2001 et concluent donc qu'il est peu vraisemblable que les allègements de charge aient incité les employeurs à diminuer les salaires à l'embauche (et ce, à caractéristiques d'emploi données). Par ailleurs, les auteurs de cette étude s'intéressent également au devenir salarial d'un individu à « bas salaire » et montrent que l'espérance de salaire d'un tel individu est restée sensiblement constante sur la période. Au final, les individus concernés par les allègements de cotisations patronales ne semblent pas avoir souffert, en termes de revenu, de leur mise en place. Lhommeau quant à lui montre tout d'abord que les mesures d'allègements de cotisations patronales introduites dans les années 90 ont conduit à une forte entrée de salariés à bas salaires sur le marché du travail. Parallèlement, l'auteur met en lumière un ralentissement de la progression salariale dans les années 90, concentré principalement sur les bas salaires.

Notre article cherche à compléter ces études en examinant de façon empirique les effets sur les salaires des réductions de cotisations patronales, et ce sur la période 1994-1997. Nous avons préféré nous concentrer sur cette période relativement ancienne dans la mesure où les allègements de cotisations patronales mis en place sur les périodes suivantes ont été liés à la réduction du temps de travail dans les entreprises. Étudier le lien entre cotisations patronales et dynamique salariale sur ces périodes auraient rendu l'identification plus délicate, puisqu'il aurait fallu être en mesure de distinguer l'effet pur des allègements et celui de la modération salariale qui a généralement découlé des accords de RTT.

Deux approches seront mises en œuvre. La première approche utilise les fichiers de Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), exhaustifs entre 1994 et 1997. Nous comparons les taux de croissance des salaires avant l'introduction de baisses de charges significatives (i.e. entre 1993 et 1994) et après leur introduction (i.e. entre 1995 et 1998) pour deux groupes d'individus : ceux bénéficiant de réductions de charges (i.e. les individus dont le salaire est compris entre 1 et 1,33 SMIC) et ceux n'en bénéficiant pas (par exemple, les salariés rémunérés entre 1,33 et 1,6 SMIC). Nous trouvons que la population n'ayant pas bénéficié de ces allègements a vu, entre 1993 et 1998, sa croissance salariale diminuer, relativement à la population concernée par les allègements.

Nous examinons ensuite l'hétérogénéité des évolutions de croissance salariale au sein du groupe des individus ayant bénéficié des réductions de cotisations patronales. Nos résultats montrent qu'au sein même de cette population affectée par les allègements de cotisations, les plus bas salaires ont connu une augmentation plus importante de leur croissance salariale. Néanmoins, pour ces très bas salaires, l'influence des variations du taux de croissance du SMIC est susceptible de jouer un rôle non négligeable et nous ne sommes pas en mesure, pour ce groupe de salariés, de démêler les effets séparés des allègements de cotisations patronales et des variations de croissance du SMIC. Au final, il semble néanmoins que l'introduction des réductions de charges n'a pas diminué la probabilité pour un salarié de sortir de la zone des 1,33 SMIC, i.e. de dépasser le seuil donnant le droit à des réductions de charges.

Nous terminons l'étude en utilisant une approche par trajectoire individuelle, proche de celle utilisée par Lhommeau (2005). Nous analysons le devenir salarial de deux individus, de caractéristiques observables similaires et de rémunérations proches du SMIC, mais dont l'un évolue dans une période avec des allègements de charges patronales dégressifs et l'autre sans aucun allègement. Plus précisément, nous

comparons l'évolution salariale des individus de salaire initialement proche du SMIC, pour les périodes 1984-1988 et 1994-1998, en contrôlant des caractéristiques observables. Il semble que l'espérance de gain salarial pour ces deux individus types soit relativement similaire, indiquant que le revenu espéré des individus affectés par les allègements de cotisations patronales n'a pas été déprécié. Ces résultats, bien qu'en contradiction apparente avec les conclusions générales de l'étude de Lhommeau (2005), sont en fait relativement similaires, puisque cette étude montre également que l'écart de croissance salariale de deux individus, l'un de salaire initial entre 1,2 et 1,3 SMIC l'autre entre 1,3 et 1,4 SMIC, entre la période 1984-1991 et la période 1994-1997, est quasiment nul (cf. graphique 5). Au final, les effets « trappes à bas salaires » semblent peu visibles dans les données.

I - Méthode d'évaluation et premiers résultats

Nous présentons en annexe 2 quelques repères théoriques pour mieux comprendre les effets des allègements de charges sur la détermination des salaires, et conséquemment sur leur dynamique. Un modèle d'équilibre partiel de détermination des salaires confirme l'idée que les allègements de charges devraient freiner la dynamique salariale. Mais il rappelle aussi que, si freinage il y a, il est la contrepartie d'une situation initiale plus favorable, qu'il s'agisse du fait de bénéficier d'un emploi alors qu'on en était auparavant exclu, ou de bénéficier d'un point de départ salarial plus élevé après qu'avant allègement de charge. Ce point de départ plus élevé peut par exemple découler des hausses de SMIC que les allègements de charge rendent plus facile à mettre en place pour les entreprises. Dans un cas comme dans l'autre, la trajectoire salariale après allègements ne se situe jamais en dessous de la trajectoire avant allègements, même si elle est moins pentue. En suivant le modèle présenté dans l'annexe, nous parlerons d'effet de « partage du surplus » : il correspond au fait que les allègements de charges constituent un transfert net de l'État vers le couple employeur/employé a priori favorable à chacune des deux parties, le partage précis de ce surplus dépendant des pouvoirs de négociation de ces deux parties.¹

Bien évidemment, sur le long terme, il est possible d'envisager des raisons pour lesquelles les allègements pourraient conduire à réduire le revenu des individus à bas salaire : par exemple, comme suggéré par Malinvaud (1998), il est possible que le lien concave entre salaire et productivité induit par les allègements de charges décourage les salariés d'acquérir des compétences supplémentaires *via* la formation professionnelle par exemple, ce qui pourrait conduire à la dépréciation de la position de ces salariés sur le marché du travail. Il est néanmoins hors du propos de cette étude d'essayer d'évaluer un tel effet d'équilibre général de long terme. Cette section se propose donc plus simplement d'essayer de tester l'hypothèse de maintien de la position salariale relative des individus affectés par les allègements de charge en utilisant différentes stratégies d'identification. Plus précisément, nous utilisons la discontinuité des allègements au niveau de 1,33 SMIC pour essayer d'identifier précisément des variations dans les taux relatifs de croissance des salaires. La méthodologie retenue pour cela est une simple différence de différence conditionnelle.

1.1 Une mesure directe

Nous utilisons comme source de données l'échantillon des DADS exhaustives entre 1994 et 1997. On ne garde chaque année que les individus à **temps complet** à la fois l'année courante et l'année précédente. Plusieurs motivations nous conduisent à exclure de l'analyse les individus à temps partiel. Tout d'abord, ces individus ont bénéficié, sur la période, de réductions de charges sociales spécifiques. La mise en place de ces abaissements de charge ne concorde pas parfaitement avec la mise en place du dispositif général. La prise en compte de ces dispositifs compliquerait lourdement la stratégie mise en œuvre. Par ailleurs, la plupart des individus à temps partiel font partie des salariés à « bas salaires » : il serait donc difficile de constituer un bon groupe de contrôle pour ces employés.

Nous avons ensuite sélectionné les individus à la date t dont le salaire brut à la date $t-1$ est compris entre le SMIC et $1,6 \times \text{SMIC}$. Une telle sélection impose que l'individu ne change pas d'entreprise entre les dates $t-1$ et t . En effet, les informations à la date $t-1$ ne sont disponibles, dans les DADS exhaustives, que pour les individus dans le même établissement à la date t et la date $t-1$. Ainsi, notre étude exclut les mobilités, auxquelles sont souvent associées des primes salariales fortes. Si ces primes associées aux mobilités sont plus élevées pour les individus qualifiés que pour les

¹ A plus long terme, un bénéficiaire additionnel de ce surplus peut-être le consommateur, si les allègements de charge sont répercutés dans les prix. Le partage se fait alors entre trois acteurs, sans remettre en cause le fait qu'il est au pire neutre pour chacun de ces trois acteurs.

individus non qualifiés, notre estimation n'est néanmoins pas affectée par cette hétérogénéité, dans la mesure où l'estimateur en différence de différence que nous allons utiliser par la suite « filtre » les différences structurelles entre le groupe de contrôle et le groupe traité.

Finalement, nous obtenons ainsi un échantillon de 3 138 242 individus : 373 767 en 1994, 890 536 en 1995, 891 525 en 1996 et 982 414 en 1997. La faible qualité des données en 1994 explique la faiblesse du nombre d'individus présents cette année-là². Notons néanmoins que la répartition des individus est stable sur la période : ainsi, en 1994, 184 393 individus dont le salaire de 1993 est compris entre 1 et 1,33 SMIC sont présents dans notre échantillon, contre 189 374 dont le salaire de 1993 est supérieur à 1,33 SMIC. La proportion des « bas salaires » (i.e. des individus dont le salaire initial est inférieur à 1,33 SMIC) dans notre échantillon, en 1994, est donc de 49%. Comme le montre le tableau 1, cette proportion est de 48% en 1997 et reste quasiment constante au cours de la période.

Entre 1994 et 1997, le groupe des individus ayant un salaire brut entre 1 et 1,33 SMIC a vu ses cotisations patronales baisser de façon quasiment continue (même si cette baisse n'est pas uniforme au sein de ce groupe et dans le temps). Nous cherchons à répondre de façon directe à la question suivante : comment évolue la croissance salariale d'un individu dans ce groupe relativement à celle d'un individu dont le salaire brut est compris entre 1,33 et 1,6 SMIC ? En effet, si les effets « trappes à bas salaires » étaient massifs, nous pourrions nous attendre à ce qu'une fois les allègements de cotisations patronales mis en œuvre, la progression salariale moyenne d'un individu à « bas salaire » soit plus modérée, relativement à la progression salariale moyenne d'un individu à salaire « moyen »³, après introduction des allègements de charges sociales.

Le tableau 2 donne une réponse non conditionnelle directe à cette hypothèse. En 1994, lorsque les baisses de charges sont quasiment nulles (relativement à leur évolution future), un individu dont le salaire en 1993 était compris entre 1 et 1,33 SMIC (resp. 1,33 et 1,6 SMIC) voit son salaire augmenter en moyenne de 4,9% (resp. 4,2%). On constate donc une différence d'environ 0,7% dans l'augmentation moyenne des individus des deux groupes. Cette différence initiale, en l'absence de baisse de charges conséquente, peut s'expliquer par : (1) des chocs de productivités de natures différentes (les chocs de productivité sont plus importants pour des individus de productivité initiale plus faible) (2) par des pouvoirs de négociation différents (3) par des effets « niveaux », une augmentation de 1% coûtant plus cher à l'entreprise pour un individu mieux payé initialement.

Faisons l'hypothèse que cette différence reflète la différence structurelle du processus d'augmentation des salaires entre les deux groupes. Comment évolue cette différence une fois que le coût du travail ne baisse que pour l'un de ces deux groupes ?

Comme nous le constatons sur le tableau 2, cette différence ne fait que s'accroître sur la période. Ainsi, en 1997, lorsque les baisses de charges sont les plus significatives sur la période, les salariés dont le salaire brut de 1996 ouvre droit à un allègement de cotisations patronales ont une augmentation moyenne de près de 1,3% supérieure à l'augmentation des salariés dont le salaire brut de 1996 est compris entre 1,33 et 1,6 SMIC et ne bénéficiant pas du tout de l'allègement de charges. Après introduction des baisses de charges, le différentiel d'augmentation moyenne s'est accru de près de 0,5%.

Nous effectuons une analyse économétrique pour (1) déterminer la significativité de ce différentiel et (2) voir la robustesse de cette statistique à l'introduction de facteurs

² Même si les données pour 1994 sont de faible qualité, nous ne voyons pas néanmoins de raison pour laquelle cette mauvaise qualité pourrait biaiser nos résultats. Il n'y en effet aucune raison *a priori* de suspecter que les erreurs de mesure sont plus importantes pour les bas que pour les hauts salaires.

³ i.e. dont le salaire est compris entre 1,33 SMIC et 1,6 SMIC

explicatifs individuels ou d'entreprise. Nous présentons en premier lieu l'estimation de trois modèles successifs. Le premier modèle (Équation (1)) estime l'équation suivante, où g^w est le taux de croissance du salaire d'un individu :

$$g_{i,t}^w = \alpha + \delta_t + \varphi 1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{\tau} 1_{w_{\tau-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} 1_{t=\tau} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Cette équation n'est rien d'autre que l'équivalent du tableau croisé 1 présenté plus haut, où β_t est le différentiel d'augmentation moyenne entre les deux groupes considérés et entre la date t et 1994. Dans ce cadre économétrique, si, en 1996, l'effet « trappe à bas salaire » devait dominer l'effet « augmentation du surplus » vu dans la partie théorique précédente, nous devrions observer que :

$$\beta_{1996} > 0$$

Pour interpréter d'une telle façon « causale » ces coefficients β , il est nécessaire de faire l'hypothèse identifiante selon laquelle les baisses de charges ont constitué le seul événement ayant affecté différemment, sur la période considérée, les individus de salaire compris entre 1 et 1,33 SMIC et les individus de salaire compris entre 1,33 et 1,6 SMIC.

Nous introduisons ensuite dans notre analyse économétrique la possibilité que le taux de croissance des salaires dépende des caractéristiques individuelles observables dans les DADS. Soit X_{it} le vecteur de ces caractéristiques individuelles, X_{it} est composé de l'âge de l'individu i , de son sexe ainsi que du secteur de l'établissement dans lequel il travaille. Nous estimons donc l'équation (2):

$$g_{i,t}^w = \alpha + \delta_t + \varphi 1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{\tau} 1_{w_{\tau-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} 1_{t=\tau} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Enfin, nous ajoutons à ce modèle économétrique la possibilité qu'il existe une politique salariale propre à chaque entreprise. Pour ce faire, nous ajoutons à l'équation (2) un effet fixe entreprise. L'estimation du coefficient β_t prend alors en compte les variations de croissance moyenne des salaires par entreprise en fonction des variations du nombre d'individus de chaque groupe par entreprise. Nous estimons donc l'équation (3), où j est l'identifiant de l'entreprise de l'individu i :

$$g_{i,t,j}^w = \alpha_j + \delta_t + \varphi 1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{\tau} 1_{w_{\tau-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} 1_{t=\tau} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Deux remarques additionnelles sont nécessaires : (1) toutes les régressions autorisent l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise et (2) les points extrêmes de la distribution du taux de croissance des salaires sont retirés de l'échantillon pour ces estimations par Moindres Carrés Ordinaires⁴.

Les résultats des estimations des trois modèles sont présentés sur le tableau 3. Ces résultats confirment les conclusions du tableau 2, à savoir que les salaires ont crû plus rapidement dans le groupe ayant connu l'introduction des mesures de réduction de cotisations patronales. L'introduction d'hétérogénéité inobservée au niveau entreprise (équation (3)) accentue même légèrement ce constat puisque le différentiel

⁴ Pour déterminer ces points extrêmes, nous enlevons les augmentations sortant de l'intervalle défini par l'augmentation moyenne plus ou moins cinq fois l'écart interquartile.

d'augmentation entre les deux groupes d'intérêt passe de 0,5% à 0,6% pour l'année 1997.

Pour s'assurer de la robustesse de ce résultat, nous avons également regardé l'évolution différentielle de certains indicateurs de la distribution des augmentations salariales. En effet, il est imaginable que peu des salariés à bas salaires bénéficient grâce à la baisse des charges de fortes augmentations et que la majorité des bas salaires soit au contraire maintenue à bas salaire. Pour examiner cette hypothèse, nous ré-estimons les équations (1), (2) et (3) en utilisant comme variable expliquée la probabilité d'obtenir une augmentation supérieure à l'augmentation du SMIC pour l'année courante. Les résultats de ces estimations sont présentés sur le tableau 3. Les conclusions restent inchangées : entre 1994 et 1997, la probabilité d'augmentation en termes réels des individus à bas salaires a augmenté relativement à celle des individus mieux payés. Ainsi, en 1994, la probabilité d'obtenir une augmentation supérieure à celle du SMIC est supérieure de 3,5% pour un individu dont le salaire de 1993 est compris entre le SMIC et 1,33 SMIC. En 1997, cet écart est de plus de 7%, soit le double de 1994.

D'autres indicateurs de la distribution des augmentations de salaire ont été étudiés, dont les résultats ne sont pas présentés ici. Nous avons en particulier regardé : la probabilité d'obtenir une augmentation, la probabilité d'obtenir une augmentation de 5% et de 10%. Tous les résultats étaient similaires à ceux présentés dans les tableaux 2 et 3 : la distribution des augmentations de salaire des individus initialement à bas salaires s'est améliorée relativement à celle des individus à salaire plus élevé, entre 1994 et 1997, c'est à dire pour la période où des allègements de charges ont touché ces individus à bas salaire.

Sans être définitif, ces résultats semblent indiquer que les salaires des individus bénéficiant d'allègements de cotisations patronales n'ont pas moins augmenté que ceux des individus n'en bénéficiant pas. Une interprétation possible de ce résultat consiste à dire que, selon les termes du modèle présenté en annexe, l'effet de trappe à bas salaire est dominé par l'effet de partage du surplus.

Par ailleurs, il est important de faire plusieurs remarques à ce stade de l'interprétation.

Tout d'abord, il est établi que, sur la période considérée, les pays développés ont fait face à un progrès technique biaisé vers les plus hautes qualifications (voir Acemoglu (2002) par exemple). Ce phénomène est en général évoqué pour expliquer la montée des inégalités salariales dans les années 90. Un tel phénomène devrait impliquer une plus forte croissance des salaires pour des individus initialement plus qualifiés, i.e. à salaire initial plus élevé. Ce progrès technique biaisé ne peut donc que conduire à sous-estimer nos coefficients d'intérêt.

De plus, il existe un biais potentiel à notre estimation : si la demande de travail qualifié/non qualifié est assez substituable, alors les baisses de charges conduisent à augmenter la demande de travail non qualifié relativement au travail qualifié. Le prix (i.e. les salaires) du travail qualifié va donc baisser relativement à celui du travail non qualifié. En d'autres termes, notre groupe de contrôle, qui comprend les individus de salaire initial compris entre 1,33 et 1,6 SMIC, est affecté de façon adverse par les baisses de charges. L'évaluation de l'impact salarial des allègements de cotisations que nous proposons dans cette étude englobe donc à la fois les effets directs, tels que ceux évoqués dans le modèle théorique présenté en annexe, ainsi que les effets d'équilibre général tels que celui mentionné précédemment.

Enfin, il semble raisonnable d'invoquer la hausse du taux de croissance du SMIC sur la période pour expliquer la plus forte croissance des salaires des travailleurs les moins qualifiés. En effet, le taux de croissance du SMIC passe de 2,18% en 1994 à 3,05% en 1995, 3,58% en 1996 et 2,93% en 1997. Nous apportons deux réponses à cette remarque.

En premier lieu, le taux de croissance du SMIC baisse entre 1996 et 1997, de près de 0,6%. En même temps, l'écart relatif entre le différentiel de taux de croissance salarial entre les deux groupes d'intérêt s'accroît de 0,1%. Si ce différentiel trouvait son explication principale dans des hausses croissantes du SMIC, nous devrions observer un amoindrissement du différentiel entre 1996 et 1997.

De plus, nous pouvons simplement ré-estimer nos trois équations en excluant du groupe des individus à bas salaires ceux dont le salaire est inférieur à 1,1 SMIC : il est fortement probable en effet que ces individus soient ceux dont les salaires sont les plus affectés par la hausse du SMIC. Les résultats sont présentés sur le tableau 3 bis. Ces estimations sont largement similaires aux estimations du tableau 3. En particulier, les coefficients β sont de même ordre de grandeur et de significativité. Cela laisse donc penser que les effets observés ne sont pas uniquement liés aux variations de taux de croissance du SMIC (auquel cas, on aurait légitimement pu s'attendre à voir les coefficients diminuer).

CONCLUSION PARTIELLE (1) :

Sur la période d'introduction d'allègements de cotisations patronales, le taux de croissance salarial des employés concernés par les allègements de charges a augmenté, relativement au taux de croissance de ceux non concernés par ces allègements. Cette augmentation est significative, et semble robuste aux différentes spécifications et aux différents indicateurs de croissance salariale utilisés. Les variations d'augmentation du SMIC ne semblent par ailleurs pas en mesure d'expliquer la majeure partie de cette hausse. Au total, l'effet « trappes à bas salaires » induit par la dégressivité des allègements de cotisations patronales semble donc empiriquement dominé par l'effet « augmentation du surplus » induit par les transferts que représentent ces allègements de charge.

Nous avons pour le moment considéré que le groupe touché par les allègements de cotisations patronales était homogène au regard de son évolution salariale suite à l'introduction des allègements de cotisations patronales. Il est pourtant possible que les allègements de charge n'aient pas les mêmes effets sur l'évolution des salaires au sein des individus bénéficiant de ces allègements. Le modèle théorique présenté dans l'annexe du document prédit notamment que la progression salariale des individus est d'autant moins affectée que leurs salaires sont bas. Nous évaluons, dans la prochaine section, l'impact, au sein du groupe à « bas salaires », des réductions de cotisations patronales en fonction du salaire initial.

1.2 Effets au sein de la population à « bas-salaire »

La réponse que nous avons apportée dans la première partie considère l'ensemble des individus touchés par les allègements de charge comme un groupe homogène. Or une certaine hétérogénéité devant les allègements de cotisations patronales peut exister au sein même du « groupe de traitement » utilisé dans la partie précédente. En particulier, le modèle présenté en annexe fait une prédiction claire sur l'évolution des salaires au sein de la population touché par les allègements de cotisations. En effet, les individus proches de 1,33 SMIC sont ceux pour lesquels (1) l'« augmentation du surplus » est la plus faible et (2) la concavité de la relation productivité salaire est la plus importante. Ainsi, ce modèle prédit que, relativement à la situation précédant les allègements de cotisations et relativement aux individus proches du SMIC, les individus proche du seuil de 1,33 SMIC ont dû connaître des taux de croissance salariale plus faibles lorsque les baisses de charges ont été introduites.

Pour tenter de répondre à cette question, nous effectuons les mêmes estimations que précédemment, mais en ne conservant plus dans l'échantillon que les individus dont

le salaire initial est compris entre le SMIC et 1,33 SMIC, i.e. dont le salaire initial donne droit à un allègement de cotisations patronales. Nous divisons cet échantillon en trois groupes : (1) les individus dont le salaire initial est inférieur à 1,1 SMIC, (2) les individus dont le salaire initial est entre 1,1 et 1,2 SMIC et (3) les individus dont le salaire initial est entre 1,2 et 1,33 SMIC.

Le tableau 5 présente l'évolution de la proportion relative de ces différents groupes. Cette distribution est stable. Plus de la moitié des individus sont compris dans le groupe de salaire initial le plus élevé, i.e. supérieur à 1,2 SMIC. Moins de 20% des individus ont initialement un salaire ne dépassant pas 1,1 SMIC.

Le tableau 6 présente, de façon similaire au tableau 2, un tableau croisé de l'évolution, par groupe de salaire initial, du taux de croissance des salaires.

Comme nous pouvons le constater sur ce tableau, il semble que, parmi la population d'individus bénéficiant d'allègements de cotisations patronales, les plus bas salaires aient connu, suite à l'introduction de ces allègements, les augmentations salariales les plus élevées. Ainsi, l'écart entre les taux de croissance salariale des individus proches du SMIC et ceux proches du seuil de 1,33 SMIC est-il passé de 1,15 % en 1994, i.e. avant l'introduction des réductions massives de cotisations patronales, à plus de 1,8% en 1997. L'introduction de réductions de charges plus importantes sur le groupe proche du SMIC semble avoir conduit à augmenter le différentiel des augmentations de près de 0,7%.

Par ailleurs, l'écart entre la croissance salariale de la population intermédiaire (i.e. ceux dont le salaire initial est compris entre 1,1 et 1,2 SMIC) et celle de la population proche du seuil de 1,33 SMIC s'est également accru. Néanmoins, l'impact relatif des réductions de charges sur ces deux groupes semble moins important, puisque le différentiel de taux de croissance des deux groupes, initialement de 0,39% en 1994 vaut 0,52% en 1997, soit une augmentation de différentiel de 0,13%. Cela n'est néanmoins pas surprenant dans la mesure où les différences d'allègements de charges entre ces deux groupes sont également moindres.

Pour nous assurer de la robustesse de ces résultats, nous effectuons, comme précédemment, une analyse économétrique. Nous estimons maintenant les trois modèles suivants :

$$\left\{ \begin{array}{l} g_{i,t,j}^w = \alpha + \delta_t + \varphi_1 1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]} + \varphi_2 1_{w_{t-1} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \\ \quad + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{1\tau} 1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]} 1_{t=\tau} + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{2\tau} 1_{w_{t-1} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} 1_{t=\tau} + \varepsilon_{it} \quad (4) \\ g_{i,t,j}^w = \alpha + \delta_t + \varphi_1 1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]} + \varphi_2 1_{w_{t-1} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \\ \quad + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{1\tau} 1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]} 1_{t=\tau} + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{2\tau} 1_{w_{t-1} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} 1_{t=\tau} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5) \\ g_{i,t,j}^w = \alpha_j + \delta_t + \varphi_1 1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]} + \varphi_2 1_{w_{t-1} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \\ \quad + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{1\tau} 1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]} 1_{t=\tau} + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{2\tau} 1_{w_{t-1} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} 1_{t=\tau} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6) \end{array} \right.$$

où nous introduisons, successivement, des contrôles individuels, puis des effets fixes entreprises.

Les résultats de l'estimation de ces trois modèles sont fournis par le tableau 7, où la variable expliquée est le taux de croissance salarial entre la date $t-1$ et la date t . Ces résultats confirment ce que nous pouvions voir du tableau croisé 6. Les différentiels d'augmentation entre les individus du groupe proche du SMIC et ceux proches du

seuil de 1,33 SMIC se sont significativement accrus sur la période. Ainsi, par exemple, en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée entre entreprises et des caractéristiques observables des individus (colonne 3), on trouve que l'introduction de l'allègement dégressif des cotisations patronales a conduit à accroître en moyenne de près de 0,7% de plus les salaires des individus bénéficiant des réductions de charge les plus importantes (i.e. le groupe dont le salaire initial est entre le SMIC et 1,1 SMIC), relativement aux individus bénéficiant de peu de baisse de charge (i.e. le groupe dont le salaire initial est compris entre 1,2 et 1,33 SMIC). Au total, les résultats présentés sur les tableaux 5, 6 et 7 sont bien cohérents avec la modélisation présentée en annexe : la modération salariale est d'autant plus forte que l'on est proche du seuil donnant droit à des allègements de cotisation.

Comme précédemment, il convient de vérifier que ce résultat n'est pas lié à la distribution des taux de croissance salariale. C'est ce que nous faisons dans le tableau 8 en ré-estimant nos trois équations avec comme variable dépendante la probabilité d'obtenir une augmentation supérieure à celle du SMIC. Les résultats fournis par ce tableau ne modifient en rien les conclusions précédentes.

Enfin, une objection importante à l'interprétation de ces résultats vient de la hausse des taux de croissance du SMIC sur la période. Comme nous l'avons déjà dit, le taux de croissance du SMIC passe de 2,18% en 1994 à 3,05% en 1995, 3,58% en 1996 et 2,93% en 1997. Il semble donc que les différentiels d'augmentation entre les groupes à bas salaires (i.e. entre SMIC et 1,1 SMIC et 1,1 SMIC et 1,2 SMIC) et le groupe proche du seuil de 1,33 SMIC évoluent comme le taux de croissance du SMIC : quand le taux de croissance du SMIC augmente entre t et $t+1$, les taux de croissance des salaires des groupes proches du SMIC augmentent relativement à ceux des groupes loin du SMIC ; symétriquement, quand le taux de croissance du SMIC diminue, les taux de croissance des salaires des groupes proches du SMIC diminuent relativement à ceux des groupes loin du SMIC.

Si les trois différents groupes étudiés réagissent de façon similaire aux hausses du SMIC, nos estimations prennent bien en compte l'effet des hausses de SMIC, *via* les indicatrices temporelles. En revanche, si les différents groupes réagissent différemment aux hausses de SMIC (par exemple, imaginons que les hausses de SMIC n'ont d'impact que sur les très bas salaires), alors nos coefficients d'intérêt λ et μ estiment l'impact global des hausses du SMIC et des allègements de charges, et pas seulement des allègements de charges.

Pour répondre à cette critique, deux remarques peuvent être faites.

(1) Tout d'abord, le groupe des individus de salaire initial compris entre 1,1 et 1,2 SMIC voit également son taux de croissance salarial augmenter significativement relativement au groupe dont les salaires initiaux sont entre 1,2 et 1,33 SMIC. S'il est raisonnable de penser que les hausses du SMIC sont prévalentes dans la détermination des hausses de salaire des individus proches du SMIC, ces hausses de SMIC ont certainement moins d'impact dans la détermination des salaires d'individus dont le salaire initial est supérieur à plus de 10% du SMIC.

(2) Deuxièmement, si les hausses du SMIC affectent certainement la détermination des hausses de salaire pour des faibles hausses, il est peu probable qu'elles déterminent l'attribution de hausses de salaire plus élevées : ainsi, la hausse du SMIC a certainement peu d'impact sur la détermination d'une hausse de 10% du salaire d'un individu, même lorsque celui-ci est initialement rémunéré au SMIC.

Nous pouvons donc regarder comment nos coefficients d'intérêt évoluent lorsque la variable dépendante de nos modèles (4), (5) et (6) devient la probabilité d'obtenir une

hausse de 10%⁵. Les résultats de ces estimations sont fournis par le tableau 9, et donnent des éléments d'analyse ambigus.

En particulier, nous remarquons que les différences entre le groupe dont le salaire initial est entre 1,1 et 1,2 SMIC et le groupe proche de 1,33 SMIC deviennent non significatives, signifiant que l'écart croissant entre les augmentations salariales de ces deux groupes constaté sur le tableau 7 provient principalement des faibles hausses salariales, i.e. justement celles potentiellement influencées par les hausses du SMIC. Ce résultat, à interpréter toutefois avec précaution, pourrait être interprété comme l'absence d'effets salaires différenciés au sein du groupe bénéficiant d'allègements de cotisations patronales.

Cependant, nous constatons également que les différences entre le groupe proche du SMIC et le groupe proche du seuil de 1,33 SMIC continuent d'être significatives. Ainsi, la probabilité relative d'obtenir une augmentation selon que l'on est initialement proche du SMIC ou proche de 1,33 SMIC a crû de 1 à 2% selon les estimations, entre 1994 et 1997. Si l'on admet que cette mesure de la croissance salariale est moins affectée par les hausses de SMIC, cela peut également suggérer qu'il y a bien des effets différenciés, au sein des individus affectés par les baisses de charges.

Au final, cette dernière régression ne nous permet donc pas de conclure définitivement quant à l'absence d'effet SMIC dans nos résultats. Ces effets sont certainement présents, même s'ils ne semblent pas devoir expliquer l'intégralité de nos résultats. Ainsi, il semble bien qu'au sein du groupe bénéficiant des allègements de cotisations patronales, les hausses du taux de croissance des salaires aient été plus fortes pour les bas salaires que pour les hauts salaires.

La question naturelle à laquelle poussent ces résultats est donc la suivante : l'augmentation de la croissance salariale des très bas salaires permet-elle d'expliquer l'intégralité de la différence constatée dans la première partie entre les individus bénéficiant de baisse de charges et les autres ? Autrement dit, les personnes proches du seuil de 1,33 SMIC ont-elles vu leur croissance salariale freinée par l'introduction des baisses de charges, relativement aux personnes ne bénéficiant pas de ces allègements ?

En un sens, nous avons déjà un peu répondu à cette interrogation avec le tableau 3-b, dans la mesure où nous avons vu que le groupe dont le salaire initial est compris entre 1,1 et 1,33 SMIC avait vu son augmentation salariale s'accroître relativement au groupe dont le salaire initial est supérieur à 1,33 SMIC, i.e. les individus ne bénéficiant pas de réductions de charge.

Pour répondre un peu plus finement à cette question, nous ré-estimons nos équations (1), (2) et (3) en ne conservant que les individus dont le salaire est initialement compris entre 1,2 et 1,5 SMIC. Ainsi, nous regardons précisément si, au sein des individus bénéficiant de baisses de charges et le moins affectés, à priori, par les hausses de SMIC, l'évolution de la croissance salariale a été différente des individus les « plus proches », mais n'ayant pas bénéficié de ces allègements de charges.

Le tableau 10 montre clairement que cette évolution salariale a bien été différente : les individus dont le salaire initial est compris entre 1,2 et 1,33 SMIC ont connu, relativement aux individus dont le salaire initial est entre 1,33 et 1,5 SMIC, une hausse de leur croissance salariale dans la période d'introduction de réductions de charges. Cette hausse est significative, mais néanmoins inférieure à celle que l'on observait dans le tableau 3 : ainsi, le groupe à bas salaires a connu une hausse de sa croissance salariale de 0,3% supérieure au groupe de salaires plus élevés, à comparer au 0,7% du tableau 3.

⁵ Ces modèles ont également été estimés en utilisant la probabilité d'obtenir une hausse de salaire de 5% et 15% sans que les résultats ne soient affectés.

La raison de ce coefficient inférieur vient évidemment des différences mises en lumière plus haut à l'intérieur du groupe des individus bénéficiant des réductions de charges. Néanmoins, ce dernier résultat montre bien que l'effet estimé dans le tableau 3 ne provient pas uniquement de la plus forte croissance salariale des individus proches du SMIC (et pour lesquels nous suspectons de forts effets SMIC). Il nous semble difficile dans le cadre empirique mis en œuvre dans cette étude de déterminer la part de chacun des deux effets sur les résultats présentés.

CONCLUSION PARTIELLE (2) :

Au sein du groupe des individus bénéficiant de réductions de cotisations patronales, nous constatons une hétérogénéité dans l'évolution de la croissance salariale : plus les individus sont proches du SMIC, plus leur taux de croissance salariale a augmenté sur la période. Ce résultat est cohérent avec un modèle théorique d'allègement de charge (cf. annexe) qui prédit bien, au sein du groupe des individus touchés par les allègements de cotisations, un frein salarial plus important pour les individus proches du seuil de 1.33 SMIC. Une partie de cet effet semble certes provenir des variations des taux de croissance du SMIC sur la période, mais il semble malgré tout difficile de dire que ces variations de croissance du SMIC en sont responsables intégralement (cf. tableau 8).

II - Une approche par trajectoires individuelles

Nous proposons dans cette section une approche différente de l'approche retenue dans la section précédente et proche de celle utilisée par Lhommeau (2005). Nous avons regardé dans la section précédente comment ont évolué les taux de croissance des salaires des individus à temps plein entre l'année précédant l'introduction de baisses de charges significatives et les années suivant leur introduction. Nous nous sommes intéressés à cette évolution pour l'individu moyen, quelle que soit sa trajectoire précédente sur le marché du travail.

Dans cette section, nous cherchons à regarder l'impact qu'ont eu les allègements de cotisations patronales sur le devenir salarial d'un individu à bas salaire en 1994. Pour cela, nous mobilisons comme sources de données le panel constitué à partir des DADS. Ce panel, décrit dans Roux (1999), permet de suivre l'évolution salariale d'un individu donné, tout en donnant de l'information sur certaines caractéristiques individuelles, dont notamment l'ancienneté de l'employé, variable qui n'existe pas dans la base de données exhaustive.

Nous souhaitons comprendre si la mise en place des baisses de charges a modifié l'espérance salariale d'un individu initialement à bas salaire : idéalement, nous voudrions comparer le devenir salarial d'un individu à bas salaire dont les cotisations patronales ont baissé, avec celui d'un individu à bas salaire dont les cotisations patronales n'ont pas évolué. Malheureusement, les baisses de charge ont eu lieu simultanément entre 1995 et 1996 pour tous les individus concernés. Nous ne disposons donc pas d'une « expérience naturelle » classique. Ce que nous pouvons néanmoins faire est de comparer le devenir salarial (i.e. principalement le salaire en 1998) des individus à bas salaires en 1994 avec le devenir salarial d'individus à bas salaire sur une période de 4 ans telle que (1) les cotisations patronales sont restées constantes et (2) la conjoncture est à peu près similaire.

Pour cela, nous avons pris comme période de référence les années 1984 à 1988. Comme le montre la figure 1, les taux de croissance du PIB sur cette période sont comparables avec ceux de la période 1994-1998. Ainsi, de 1984 à 1988, le PIB en volume a cru successivement de 1,7%, 1,9%, 2,3%, 2,1% et 4,3 % contre 2,1%, 2,4%, 1,1%, 2,4% et 3,6% entre 1994 et 1998.

Bien que ces périodes soient, d'un point de vue conjoncturel, relativement proches, de nombreuses différences structurelles, autres que la baisse des charges, peuvent influencer sur l'évolution des salaires sur ces deux sous-périodes. Par exemple, l'inflation entre 1984 et 1988 est bien plus importante qu'entre 1994 et 1998. Une simple comparaison du taux de croissance du salaire d'un individu donné entre 1984 et 1988 et d'un individu à caractéristiques observables similaires entre 1994 et 1998 serait donc trompeuse. Il est donc nécessaire de contrôler pour l'existence de différences systématiques dans l'évolution des salaires entre ces deux périodes, différences non causées par l'allègement de cotisations patronales. Pour ce faire, nous avons choisi de prendre comme groupe de contrôle des individus de salaire « moyen », i.e. dont le salaire en 1984 et en 1994 est supérieur à $1,33 \cdot \text{SMIC}$, et qui ne sont donc pas touchés par la réduction des charges mise en place.

Finalement, la stratégie empirique mise en œuvre consiste à comparer, conditionnellement aux caractéristiques observables des individus, le différentiel d'évolution du salaire entre un individu à bas salaire en 1994 et un individu de salaire moyen en 1994 au différentiel d'évolution du salaire entre un individu à bas salaire en 1984 et un individu de salaire moyen en 1984. Plus précisément, la stratégie empirique retenue peut s'écrire sous la forme de l'équation suivante :

$$g_i = \alpha + \beta X_i + \gamma 1_{1994} + \delta 1_{\{w_0 \in [\text{SMIC}, 1.33 \cdot \text{SMIC}]\}} + \mu 1_{1994} * 1_{\{w_0 \in [\text{SMIC}, 1.33 \cdot \text{SMIC}]\}} + \varepsilon_i \quad (7)$$

où g_i est le taux de croissance du salaire de l'individu i entre 1994 et 1998 ou 1984 et 1988, X est un vecteur de caractéristiques observables de l'individu i (âge, sexe, ancienneté, catégorie socioprofessionnelle à 2 chiffres), 1_{1994} est une variable binaire spécifiant si l'individu a travaillé sur la période 1994-1998 ou 1984-1988 et $1_{\{w_0 \in [SMIC, 1.33*SMIC]\}}$ est une variable binaire indiquant si l'individu est initialement à bas salaire.

Le coefficient μ peut donc être interprété comme l'impact causal des baisses de charges sur la progression salariale des individus à bas salaires si seuls les abaissements de charges expliquent les écarts entre les différentiels observés. Ainsi, un coefficient μ positif et significatif indiquerait que les individus à bas salaires ont connu une augmentation de leur profil salarial suite à l'introduction des baisses de charge et relativement aux individus à salaire « moyen ».

Le tableau 11 présente l'estimation de l'équation 7 : la première colonne reporte l'estimation du modèle simple, la deuxième colonne ajoute un effet fixe entreprise à l'équation 3, autorisant des politiques salariales hétérogènes entre firmes. Les deux estimations autorisent l'auto-corrélation entre les résidus des individus d'une même firme.

Comme nous le voyons sur le tableau 11, le coefficient μ , bien que négatif n'est pas significatif. Par ailleurs, son amplitude est très proche de 0, si bien que nous pouvons conclure que l'introduction des allègements de cotisations patronales n'a pas pesé significativement sur la progression salariale des individus à bas salaires. Ainsi, pour reprendre les termes employés dans le modèle théorique fourni en annexe, l'effet « trappes à bas salaire » et l'effet « augmentation du surplus » semblent, dans cette estimation, se neutraliser.

Il est néanmoins important de bien distinguer les deux méthodes d'estimation : dans la partie II-1 et II-2, nous nous sommes intéressés à l'évolution du taux de croissance salariale de court terme (augmentation moyenne sur un an, probabilité d'être augmenté de plus de 5 % sur un an, etc....) et nous avons montré que cette évolution était devenue plus favorable pour les individus à bas salaire sur la période d'introduction des allègements de cotisations patronales. En revanche, dans cette section, nous avons montré que sur le moyen terme, il n'y avait pas de différences significatives dans l'évolution salariale des individus sur la période 1994-1998 où les baisses de charges ont été introduites, et la période 1984-1988, période sans baisse de charges et de conjoncture comparable. Au final, ces deux résultats indiquent tous deux que les effets « trappes à bas salaires » n'ont pas été suffisamment massifs pour conduire à une détérioration globale de la position salariale des individus touchés par ces baisses de charge, i.e. des individus à bas salaires.

Conclusion

Cet article a cherché à examiner l'impact des allègements de cotisations patronales mis en place dans les années 1990 sur la progression salariale des individus à bas salaires.

Nous avons utilisé deux stratégies d'estimation. La première a consisté à examiner, sur la période de mise en place des allègements de charges les différentiels d'évolution de salaire en fonction du salaire initial. En premier lieu, nous nous sommes intéressés à l'évolution relative du taux de croissance des salaires des individus touchés par les baisses de charges relativement aux individus les plus proches (du point de vue du salaire brut) non touchés par ces allègements. Cette stratégie de double différence a mis en lumière la plus forte probabilité d'être augmenté dont les individus à bas salaires bénéficiaient en 1997 relativement aux individus de salaire « moyen », et cela relativement à la situation de 1994, où les baisses de charges n'étaient que très marginales. En second lieu, nous nous sommes intéressés à l'impact, au sein des individus à bas salaires (i.e. dont le salaire brut est compris entre 1 et 1,33 SMIC), des allègements de charge sur le taux de croissance des salaires. Il semble que les individus à plus bas salaires aient vu, sur la période, augmenter leur taux de croissance salarial relatif. Néanmoins, il est difficile d'exclure définitivement l'hypothèse selon laquelle cette hausse n'est pas simplement la répercussion de l'accélération du SMIC entre 1994 et 1997. La deuxième stratégie consiste à comparer, pour un individu de caractéristiques observables données et dont le salaire initial est proche du SMIC, l'évolution de son salaire, selon que l'on considère la période d'introduction des baisses de charge ou une période sans allègements de charge. Là encore, la méthode consiste en une estimation par doubles différences. Les résultats montrent qu'il n'y a pas de différences significatives dans le devenir salarial d'un individu à bas salaire entre 1994 et 1998, période de réduction de charges et entre 1984 et 1988, période conjoncturellement proche et ne connaissant pas d'allègements de cotisations patronales. Au final, la politique de réduction des cotisations patronales, accompagnée par la hausse successive du SMIC, ne semble pas avoir créé d'effets « trappes à bas salaires » suffisants pour peser significativement sur le niveau de revenu des individus bénéficiant de ces allègements.

Une limitation claire de cette étude est qu'il s'agit d'une évaluation de court et moyen terme. Or, il est possible que les allègements de charges aient des effets de long terme importants sur la progression salariale. Ainsi, en diminuant les rendements de la formation professionnelle, les allègements de charges peuvent conduire à une plus faible productivité relative des entreprises intenses en main d'œuvre peu qualifié et seraient donc susceptibles de conduire à un plus faible niveau de rémunération dans ces entreprises. Notre étude empirique ne peut clairement rendre compte de tels effets.

Bibliographie

Abowd J. et Card D. (1989) : « On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes », *Econometrica*, vol. 57(2), pages 411-45, March.

Audric S., Givord P. et C. Prost (2000) : « Estimation de l'Impact sur l'Emploi non-qualifié des Mesures de Baisse des Charges », *Revue Économique*, vol 51, N°3 pp 513-522

Audenis C., Laïb N. et Roux S. (2002) : « L'évolution de l'Emploi faiblement rémunéré au cours des dix dernières années » dans l'*Economie française*, Edition 2002-2003, Insee, Le Livre de Poche, p159-201

Blanchard O. et Tirole J. (2005) : "The Joint Design of Unemployment Insurance and Employment Protection: A First Pass", *IDEI Working Paper*, n. 258, November 2005.

Cahuc P. (2003) : « Baisser les charges sociales : jusqu'où et comment ? », *Revue Française d'Économie*, vol. 17, pp 3-54

Crépon B. et Desplatz R. (2001) : « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Economie et Statistique*, N°348, pp 1-24

Crépon B. et Desplatz R. (2002) : « Réduction des charges et Emploi : Evaluer la Critique », *Revue de l'OFCE*, N°82, juillet pp 231-245

Laroque G. & B. Salanié (2000) : « Une décomposition du non-emploi en France », *Economie et Statistique*, N°331, pp 47-66

Lhommeau B. (2005) : « Les Perspectives des « bas salaires » dans les années 1990 », *Les Salaires en France*, INSEE-Références.

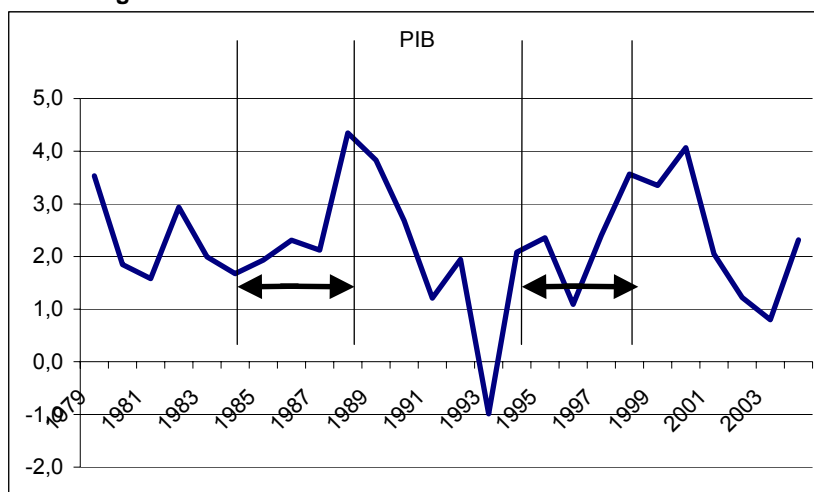
Postel-Vinay F. et Turon H. (2006) : « On-the-job Search, Productivity Shocks, and the Individual Earnings Process », Mimeo PSE

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

Sterdyniak H. (2002), « Une arme miracle contre le chômage ? », *Revue de l'OFCE*, N°81, juillet pp 301-315

Annexe 1 : graphiques et tableaux

Figure 1 : Évolution du PIB en volume entre 1981 et 2004



Sources : Comptes Nationaux INSEE

Les flèches en gras représentent les périodes d'intérêt sur lesquels l'étude compare le devenir salarial d'un individu à bas salaire.

Tableau 1 : Évolution de la composition de l'échantillon sur la période

	Salaire initial compris entre 1 et 1.33 SMIC	Salaire initial compris entre 1.33 et 1.6 SMIC	Proportion de « bas salaires »
1994	184,393	189,374	49%
1995	415,296	475,240	47%
1996	412,650	478,875	46%
1997	473,144	473,144	48%

Source : DADS exhaustives

Tableau 2 : Évolution du taux de croissance moyen des salaires en fonction du niveau de salaire initial.

	Salaire initial compris entre 1 et 1.33 SMIC	Salaire initial compris entre 1.33 et 1.6 SMIC	Différence
94	4.9%	4.2%	0.8%
95	5.6%	4.6%	1.0%
96	5.3%	4.1%	1.2%
97	5.2%	4.0%	1.3%

Source : DADS exhaustives

Tableau 3 : Impact des allègements de cotisations patronales sur la croissance des salaires

	La variable dépendante est g_{it}^w		
	(1)	(2)	(3)
$1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]}$	-0.008 (-15.92)***	-0.009 (-20.987)***	-0.016 (-35.46)***
$1_{w_{1994} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} \times 1_{t=1995}$	-0.003 (-4.10)***	-0.003 (-4.51)***	-0.003 (-4.89)***
$1_{w_{1995} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} \times 1_{t=1996}$	-0.005 (-7.51)***	-0.005 (-8.41)***	-0.006 (-10.58)***
$1_{w_{1996} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} \times 1_{t=1997}$	-0.005 (-8.13)***	-0.005 (-8.56)***	-0.006 (-10.98)***
$1_{t=1995}$.007 (8.9)***	.008 (15.44)***	.007 (11.20)***
$1_{t=1996}$.004 (-5.23)***	.006 (11.65)***	.005 (8.98)***
$1_{t=1997}$.003 (4.53)***	.005 (9.19)***	.003 (5.15)***
Sexe		-0.007 (-38.51)***	-0.009 (-47.17)***
Log(Âge)		-0.024 (-70.64)***	-0.016 (-40.251)***
Indicatrice Secteur		OUI	NON
Indicatrice Entreprise		NON	OUI
Constante	.049 (107.35)***	.146 (117.82)***	.124 (86.94)***
R ²	0.006	0.10	0.29
Observations	3,060,960	3,060,950	3,060,950

Source : DADS exhaustives. Note : Cette table présente les résultats d'un estimateur de Huber-White-Sandwich autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est l'augmentation de salaire entre la date t et la date t+1. $1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]}$ est une indicatrice valant 1 lorsque le salaire à la date t-1 est entre 1.33 et 1.6 SMIC. Log(âge) est le logarithme de l'âge du salarié. Sexe est une variable valant 1 pour les hommes et 2 pour les femmes. Les paramètres correspondent aux estimations des modèles (1) (première colonne), (2) (deuxième colonne) et (3) (troisième colonne). Entre parenthèse figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. *, **, *** indiquent la significativité au seuil de 10, 5 et 1% respectivement.

Tableau 3-bis : Impact de l'allègement de cotisations patronales sur le taux de croissance salariale – exclusion des salariés proches du SMIC

	La variable dépendante est g_{it}^w		
	(1)	(2)	(3)
$1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]}$	-0.006 (-11.96)***	-0.007 (-14.07)***	-0.014 (-30.76)***
$1_{w_{1994} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} \times 1_{t=1995}$	-0.002 (-3.56)***	-0.003 (-4.56)***	-0.003 (-4.56)***
$1_{w_{1995} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} \times 1_{t=1996}$	-0.004 (-5.90)***	-0.004 (-7.44)***	-0.005 (-9.39)***
$1_{w_{1996} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} \times 1_{t=1997}$	-0.004 (-6.22)***	-0.004 (-7.38)***	-0.005 (-9.20)***
$1_{t=1995}$.006 (8.48)***	.008 (14.66)***	-.007 (9.91)***
$1_{t=1996}$.003 (3.79)***	.005 (10.01)***	.004 (6.83)***
$1_{t=1997}$.001 (2.36)**	.004 (7.50)***	.002 (2.55)***
Sexe		-.007 (-36.94)***	-.010 (-46.15)***
Log(Âge)		-.025 (-69.36)***	-.016 (-41.38)***
Indicatrice Secteur	NON	OUI	NON
Indicatrice Entreprise	NON	NON	OUI
Constante	.047 (97.17)***	0.145 (112.70)***	.123 (86.54)***
R ²	.003	0.10	0.29
Observations	2,790,397	2,790,388	2,790,388

Source : DADS exhaustives. Note : Cette table présente les résultats d'un estimateur de Huber -White-Sandwich autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est la probabilité d'obtenir une augmentation de salaire supérieure à l'augmentation du SMIC entre la date t-1 et la date t. Nous avons exclu de cette régression les individus dont le salaire initial est inférieur à 1.1SMIC.

$1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]}$ est une indicatrice valant 1 lorsque le salaire à la date t-1 est entre 1.33 et 1.6 SMIC. Log(âge) est le logarithme de l'âge du salarié. Sexe est une variable valant 1 pour les hommes et 2 pour les femmes. Les paramètres correspondent aux estimations des modèles (1) (première colonne), (2) (deuxième colonne) et (3) (troisième colonne). Entre parenthèse figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. *, **, *** indiquent la significativité au seuil de 10, 5 et 1% respectivement

Tableau 4 : Impact de l'allègement de cotisations patronales sur la probabilité d'être augmenté

La variable dépendante est $P(g_{it}^w > g_t^{SMIC})$			
	(1)	(2)	(3)
$1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]}$	-0.035 (-11.31)***	-0.040 (-14.07)***	-0.079 (-27.1)***
$1_{w_{1994} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} \times 1_{t=1995}$	-0.020 (-5.08)***	-0.025 (-6.51)***	-0.030 (-7.33)***
$1_{w_{1995} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} \times 1_{t=1996}$	-0.034 (-9.69)***	-0.041 (-11.52)***	-0.052 (-14.1)***
$1_{w_{1996} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]} \times 1_{t=1997}$	-0.032 (-8.41)***	-0.037 (-10.8)***	-0.051 (-13.95)***
$1_{t=1995}$	-0.027 (-7.47)***	-0.021 (-6.66)***	-0.027 (-6.84)***
$1_{t=1996}$	-0.097 (-29.51)***	-0.087 (-32.26)***	-0.094 (-28.5)***
$1_{t=1997}$	-0.063 (-22)***	-0.052 (-19.04)***	-0.063 (-18.1)***
Sexe		-0.016 (-14.16)***	-0.030 (-27.8)***
Log(Âge)		-0.225 (-114.47)***	-0.168 (-74.91)***
Indicatrice Secteur		OUI	NON
Indicatrice Entreprise		NON	OUI
Constante	0.637 (270.7)***	1.462 (198.75)***	1.310 (155.89)***
R ²	0.010	0.061	0.147
Observations	3,060,960	3,060,950	3,060,950

Source : DADS exhaustives. Note : Cette table présente les résultats d'un estimateur de Huber -White-Sandwich autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est la probabilité d'obtenir une augmentation de salaire supérieure à l'augmentation du SMIC entre la date t-1 et la date t.

$1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.6SMIC]}$ est une indicatrice valant 1 lorsque le salaire à la date t-1 est entre 1.33 et 1.6 SMIC. Log(âge) est le logarithme de l'âge du salarié. Sexe est une variable valant 1 pour les hommes et 2 pour les femmes. Les paramètres correspondent aux estimations des modèles (1) (première colonne), (2) (deuxième colonne) et (3) (troisième colonne). Entre parenthèse figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. *, **, *** indiquent la significativité au seuil de 10, 5 et 1% respectivement

Tableau 5 : Évolution de la proportion relative des différents groupes

	Salaire initial compris entre 1 et 1.1 SMIC	Salaire initial compris entre 1.1 et 1.2 SMIC	Salaire initial compris entre 1.2 et 1.33 SMIC
94	19%	31%	50%
95	17%	31%	52%
96	17%	31%	52%
97	18%	31%	50%

Source : DADS exhaustives

Tableau 6 : Évolution du taux de croissance moyen des salaires en fonction du niveau de salaire initial

	Salaire initial compris entre SMIC et 1.1 SMIC (1)	Salaire initial compris entre 1.1 et 1.2 SMIC (2)	Salaire initial compris entre 1.2 et 1.33 SMIC (3)	Différence (1)-(3)	Différence (2)-(3)
94	5.8%	5.0%	4.6%	1.15%	.39%
95	6.7%	5.7%	5.2%	1.46%	.49%
96	6.7%	5.4%	4.8%	1.85%	.57%
97	6.5%	5.2%	4.7%	1.82%	.52%

Source : DADS exhaustives

Tableau 7 : Impact de l'allègement de cotisations patronales sur la probabilité d'être augmenté, au sein du groupe à bas salaire

	La variable dépendante est g_{it}^w		
	(1)	(2)	(3)
$1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]}$.011 (11.94)***	.016 (19.38)***	.030 (30.61)***
$1_{w_{t-1} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]}$.004 (5.46)***	.006 (9.69)***	.013 (17.90)***
$1_{w_{1994} \in [SMIC, 1.1SMIC]} \times 1_{t=1995}$.003 (2.85)***	.001 (1.25)	.002 (2.22)**
$1_{w_{1995} \in [SMIC, 1.1SMIC]} \times 1_{t=1996}$.007 (6.34)***	.005 (5.04)***	.008 (7.2)***
$1_{w_{1996} \in [SMIC, 1.1SMIC]} \times 1_{t=1997}$.007 (6.25)***	.004 (4.62)***	.007 (6.73)***
$1_{w_{1994} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \times 1_{t=1995}$.001 (1.38)	.001 (1.37)	.001 (1.59)
$1_{w_{1995} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \times 1_{t=1996}$.002 (2.38)**	.002 (3.08)***	.003 (4.01)**
$1_{w_{1996} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \times 1_{t=1997}$.001 (1.73)*	.001 (1.94)*	.003 (3.32)***
$1_{t=1995}$.006 (7.61)***	.008 (12.44)***	.007 (8.63)***
$1_{t=1996}$.002 (3.0)***	.004 (7.44)***	.003 (4.45)***
$1_{t=1997}$.001 (1.55)	.003 (5.29)***	.001 (1.75)*
Sexe		-.009 (-36.82)***	-.012 (-41.03)***
Log(Âge)		-.019 (-43.50)***	-.007 (-11.57)***
Indicatrice Secteur	NON	OUI	NON
Indicatrice Entreprise	NON	NON	OUI
Constante	.046 (80.66)***	.126 (77.36)***	.082 (36.82)***
R ²	0.005	0.116	0.368
Observations	1,437,986	1,437,981	1,437,981

Source : DADS exhaustives. Note : Cette table présente les résultats d'un estimateur de Huber -White-Sandwich autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est le taux de croissance salarial entre la date t-1 et la date t. $1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]}$ est une indicatrice valant 1 lorsque le salaire à la date t-1 est entre le SMIC et 1,1 SMIC. Log(âge) est le logarithme de l'âge du salarié. Sexe est une variable valant 1 pour les hommes et 2 pour les femmes. Les paramètres correspondent aux estimations des modèles (3) (première colonne), (4) (deuxième colonne) et (5) (troisième colonne). Entre parenthèse figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. *, **, *** indiquent la significativité au seuil de 10, 5 et 1% respectivement

Tableau 8 : Impact de l'allègement de cotisations patronales sur la probabilité d'être augmenté, au sein du groupe à bas salaire

	La variable dépendante est $P(g_{it}^w > g_t^{SMIC})$		
	(1)	(2)	(3)
$1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]}$.031 (5.94)***	.051 (10.85)***	.134 (22.94)***
$1_{w_{t-1} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]}$.010 (2.51)**	.018 (4.73)***	.06 (12.67)***
$1_{w_{1994} \in [SMIC, 1.1SMIC]} \times 1_{t=1995}$.023 (3.54)***	.02 (3.23)***	.029 (3.78)**
$1_{w_{1995} \in [SMIC, 1.1SMIC]} \times 1_{t=1996}$.057 (9.19)***	.054 (9.33)***	.074 (10.94)***
$1_{w_{1996} \in [SMIC, 1.1SMIC]} \times 1_{t=1997}$.049 (8.31)***	.045 (8.06)***	.069 (10.34)***
$1_{w_{1994} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \times 1_{t=1995}$.017 (3.62)***	.020 (4.03)***	.022 (3.96)***
$1_{w_{1995} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \times 1_{t=1996}$.020 (4.56)**	.025 (5.71)***	.033 (6.71)**
$1_{w_{1996} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \times 1_{t=1997}$.015 (3.20)***	.018 (4.15)***	.029 (5.76)***
$1_{t=1995}$	-.036 (-7.95)***	.030 (-6.73)***	-.035 (-5.96)***
$1_{t=1996}$	-.112 (-29.7)***	-.104 (-29.84)***	-.115 (-23.85)***
$1_{t=1997}$	-.077 (-21.16)***	-.067 (-18.51)***	-.084 (-15.98)***
Sexe		-.023 (-15.73)***	-.042 (-27.58)***
Log(Âge)		-.196 (-84.66)***	-.112 (-41.49)***
Indicatrice Secteur	NON	OUI	NON
Indicatrice Entreprise	NON	NON	OUI
Constante	.62 (213.83)***	1.34 (154.49)***	1.05 (97.20)***
R ²	0.007	0.062	0.27
Observations	1,437,986	1,437,981	1,437,981

Source : DADS exhaustives. **Note :** Cette table présente les résultats d'un estimateur de Huber -White-Sandwich autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est la probabilité d'obtenir une augmentation salariale entre la date t-1 et la date t. $1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]}$ est une indicatrice valant 1 lorsque le salaire à la date t-1 est entre le SMIC et 1,1 SMIC. Log(âge) est le logarithme de l'âge du salarié. Sexe est une variable valant 1 pour les hommes et 2 pour les femmes. Les paramètres correspondent aux estimations des modèles (3) (première colonne), (4) (deuxième colonne) et (5) (troisième colonne). Entre parenthèse figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. *, **, *** indiquent la significativité au seuil de 10, 5 et 1% respectivement

Tableau 9 : Impact de l'allègement de cotisations patronales sur la probabilité d'avoir une augmentation supérieure à 10%, au sein du groupe à bas salaire

	La variable dépendante est $P(g_{it}^w > 10\%)$		
	(1)	(2)	(3)
$1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]}$.049 (10.36)***	.067 (16.90)***	.128 (26.22)***
$1_{w_{t-1} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]}$.015 (4.40)**	.025 (8.38)***	.055 (15.44)***
$1_{w_{1994} \in [SMIC, 1.1SMIC]} \times 1_{t=1995}$.016 (3.14)***	.006 (1.26)	.010 (2.09)**
$1_{w_{1995} \in [SMIC, 1.1SMIC]} \times 1_{t=1996}$.025 (4.81)***	.014 (3.16)***	.025 (5.12)***
$1_{w_{1996} \in [SMIC, 1.1SMIC]} \times 1_{t=1997}$.022 (4.30)***	.009 (2.13)**	.019 (3.99)***
$1_{w_{1994} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \times 1_{t=1995}$.003 (0.76)	.002 (.72)	.005 (1.56)
$1_{w_{1995} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \times 1_{t=1996}$.002 (0.52)	.004 (1.18)	.008 (2.44)**
$1_{w_{1996} \in [1.1SMIC, 1.2SMIC]} \times 1_{t=1997}$.002 (0.56)	.002 (0.74)	.006 (1.73)*
$1_{t=1995}$.019 (4.83)***	.028 (9.92)***	.025 (7.96)***
$1_{t=1996}$.004 (1.14)	.014 (5.53)***	.013 (4.34)***
$1_{t=1997}$	-.000 (-0.01)	-.011 (4.08)***	.007 (2.32)***
Sexe		-.040 (-34.90)***	-.049 (-38.86)***
Log(Âge)		-.08 (-40.23)***	-.031 (-12.21)***
Indicatrice Secteur	NON	OUI	NON
Indicatrice Entreprise	NON	NON	OUI
Constante	.179 (62.09)***	.509 (65.95)***	.328 (33.78)***
R ²	0.004	0.148	0.39
Observations	1,437,986	1,437,981	1,437,981

Source : DADS exhaustives. **Note :** Cette table présente les résultats d'un estimateur de Huber -White-Sandwich autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est la probabilité d'obtenir une augmentation salariale entre la date t-1 et la date t, supérieure à 10%. $1_{w_{t-1} \in [SMIC, 1.1SMIC]}$ est une indicatrice valant 1 lorsque le salaire à la date t-1 est entre le SMIC et 1,1 SMIC. Log(âge) est le logarithme de l'âge du salarié. Sexe est une variable valant 1 pour les hommes et 2 pour les femmes. Les paramètres correspondent aux estimations des modèles (3) (première colonne), (4) (deuxième colonne) et (5) (troisième colonne). Entre parenthèse figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. *, **, *** indiquent la significativité au seuil de 10, 5 et 1% respectivement

**Tableau 10 : Impact de l'allègement de cotisations patronales
sur le taux de croissance salariale –
comparaison du groupe [1.2, 1.33]SMIC et du groupe [1.33,1.5]SMIC**

	La variable dépendante est g_{it}^w		
	(1)	(2)	(3)
$1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]}$	-0.003 (-6.58)***	-0.004 (-8.46)***	-0.010 (-20.69)***
$1_{w_{1994} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]} \times 1_{t=1995}$	-0.002 (-2.74)***	-0.002 (-3.65)***	-0.002 (-3.61)***
$1_{w_{1995} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]} \times 1_{t=1996}$	-0.002 (-3.83)***	-0.003 (-4.85)***	-0.004 (-6.46)***
$1_{w_{1996} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]} \times 1_{t=1997}$	-0.003 (-4.43)***	-0.003 (-5.44)***	-0.003 (-6.04)***
$1_{t=1995}$.006 (7.41)***	.008 (12.23)***	.006 (8.07)***
$1_{t=1996}$.002 (2.67)***	.004 (7.23)***	.003 (4.81)***
$1_{t=1997}$.001 (1.15)	.003 (5.73)***	.001 (0.98)
Sexe		-0.007 (-31.0)***	-0.01 (-38.43)***
Log(Âge)		-0.025 (-56.80)***	-0.015 (-30.33)***
Indicatrice Secteur	NON	OUI	NON
Indicatrice Entreprise	NON	NON	OUI
Constante	.045 (78.46)***	0.14 (90.99)***	.117 (63.90)***
R ²	.002	0.10	0.34
Observations	1,785,920	1,785,915	1,785,915

Source : DADS exhaustives. Note : Cette table présente les résultats d'un estimateur de Huber -White-Sandwich autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est la probabilité d'obtenir une augmentation de salaire supérieure à l'augmentation du SMIC entre la date t-1 et la date t. Nous avons exclu de cette régression les individus dont le salaire initial est inférieur à 1.2 SMIC ou supérieur à 1.5 SMIC. $1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]}$ est une indicatrice valant 1 lorsque le salaire à la date t-1 est entre 1.33 et 1.5 SMIC. Log(âge) est le logarithme de l'âge du salarié. Sexe est une variable valant 1 pour les hommes et 2 pour les femmes. Les paramètres correspondent aux estimations des modèles (1) (première colonne), (2) (deuxième colonne) et (3) (troisième colonne). Entre parenthèse figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. *, **, *** indiquent la significativité au seuil de 10, 5 et 1% respectivement

**Tableau 11 : Impact de l'allègement de cotisations patronales
sur le taux de croissance salariale –
Approche individuelle – Estimation de l'équation 3**

	La variable dépendante est	
	g_i^w	
	(1)	(2)
$1_{\{w_0 \in [SMIC, 1.33*SMIC]\}} * 1_{1994}$	-0.004 (-1.3)	-0.008 (-1.21)
1_{1994}	-0.087 (-29.2)***	-0.068 (-8.61)***
$1_{\{w_0 \in [SMIC, 1.33*SMIC]\}}$	0.034 (15.7)***	0.064 (14.66)***
Age	-0.002 (-22.9)***	-0.002 (-15.2)***
Sexe	-0.052 (-30.1)***	-0.054 (-19.3)***
Ancienneté	-0.0001 (-1.09)	-0.0002 (-1.0)***
CSP	OUI	OUI
Indicatrice Entreprise	NON	OUI
Constante	0.36 (88.53)***	0.32 (35.23)***
R ²	0.1	0.62
Observations	150,434	150,434

Source : Panel DADS. Note : Cette table présente les résultats d'un estimateur de Huber -White-Sandwich autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est le taux de croissance salarial d'un individu i entre 1994 et 1998 ou 1984 et 1988 selon qu'il est dans le groupe de contrôle ou le groupe test. Les coefficients estimés correspondent au coefficient de l'équation (3). Entre parenthèse figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. *, **, *** indiquent la significativité au seuil

Annexe 2 : Effet des allègements de charge dans un modèle stylisé de formation des salaires

Cette annexe vise à préciser les canaux théoriques par lesquels une réduction dégressive des cotisations patronales peut affecter la dynamique salariale. Notre objectif n'est pas de construire un modèle structurel de formation des salaires ; il s'agit plutôt de présenter un modèle éclairant les mécanismes économiques sous-jacents au lien entre réduction du coût du travail et dynamique salariale.

Si une vaste littérature empirique s'est essayé à modéliser *statistiquement* les trajectoires individuelles de salaire (Abowd et Card (1989) ou Meghir et Pistaferri (2004) par exemple), peu de modèles théoriques permettent à ce jour de comprendre la complexité de la dynamique observée. Une exception récente, Postel-Vinay et Turon (2006), combinent un modèle structurel de recherche d'emploi, l'existence de chocs de productivité i.i.d. ainsi que différentes hypothèses sur le processus de formation des salaires pour micro-fonder la persistance observée dans la dynamique salariale. Néanmoins, en raison de la complexité des mécanismes économiques sous-jacents à un tel modèle, il nous a semblé difficile de l'utiliser pour comprendre *l'interaction* entre dynamique salariale et coût du travail. L'approche de modélisation retenue est donc beaucoup plus simple, et permet d'exhiber clairement quelques intuitions économiques sur le lien entre évolution des salaires et réduction des cotisations patronales.

La règle de formation des salaires retenue dans cette étude est un simple processus de négociation à la Rubinstein-Stahl, couramment utilisé en économie du travail (voir par exemple Blanchard et Tirole (2004)) et dont nous précisons la nature plus loin⁶. Le modèle de base est statique, et en information parfaite. Pour étudier la dynamique salariale, nous avons simplement répété ce processus de formation salariale en supposant que la réduction des charges constituait une politique non anticipée et en imposant que la négociation salariale ne puisse porter que sur la période courante.

Cadre théorique et hypothèses

Le modèle présenté ici est proche de celui proposé par Cahuc (2003). Nous considérons une économie très simple, constituée d'un continuum de travailleurs de masse 1. Chaque travailleur est doté initialement d'une unité de travail de productivité p . Le paramètre de productivité p est distribué dans la population selon une fonction de distribution $G(\cdot)$. Les travailleurs sont neutres envers le risque. Chaque travailleur a la possibilité de bénéficier d'un salaire de réserve non-marchand, dont l'équivalent en terme de salaire brut est égal à \underline{w} . Il existe également un salaire minimum brut, \underline{w} , dont nous supposons qu'il est supérieur au salaire de réserve \underline{w} .

L'économie est également constituée d'un continuum d'entreprises de masse 1. Chaque entreprise ne peut embaucher au plus qu'un travailleur. La fonction de production est commune à toutes les entreprises: $Y=p$. Il n'y a pas de frictions liées au « matching » entreprise-salarié : chaque salarié est attribué de façon aléatoire à une entreprise, avant que sa productivité ne soit révélée. Enfin, le coût du travail pour une entreprise employant un individu est constitué du salaire brut de l'employé, w , et des cotisations patronales dues pour cet employé. Nous notons t_1 le taux de cotisation

⁶ Nous n'utilisons pas ici un processus classique de négociation à la Nash généralisé dans la mesure où celui-ci introduit une discontinuité peu intuitive aux bornes de la zone de réduction de cotisations patronales. Nous montrons dans l'annexe les résultats provenant de l'utilisation d'un tel type de négociation. Notons néanmoins que cela n'affecte pas les résultats qualitatifs obtenus.

patronal, constant, en l'absence de réduction de charge. En notant $\tau_1 = (1 + t_1)$, le coût du travail pour une entreprise versant un salaire brut w est donné par :

$$c = w \times \tau_1$$

La dynamique de cette économie est la suivante. A la date 0, chaque entreprise rencontre son travailleur, découvre sa productivité p , et décide de l'embauche. A la date 1, entreprises et salariés négocient sur le salaire brut, selon un processus de négociation à la Rubinstein-Stahl. Enfin, à la date 2, la production a lieu et le salaire fixé à la deuxième période est versé au travailleur.

Précisons rapidement la nature du processus de négociation intervenant à la date 1. L'entreprise commence par faire une offre de salaire brut w à l'employé. Celui-ci peut accepter l'offre, en quel cas, le salaire est fixé. Il peut rejeter l'offre, en quel cas la deuxième phase de négociation commence. Dans cette phase, l'employé a une probabilité β de faire une offre de salaire brut « à prendre ou à laisser » à l'entreprise ; parallèlement, la firme a une probabilité $1 - \beta$ de pouvoir proposer une telle offre « à prendre ou à laisser ». En cas de refus d'une offre à ce stade, la négociation est rompue, et l'entreprise ne produit pas et fait donc un profit nul, tandis que le salarié touche son salaire de réserve w' .

Un tel processus de négociation a un unique équilibre de Nash parfait sur tous les sous-jeux. En raisonnant par « backward induction », on voit immédiatement que la firme va proposer à l'employé l'espérance d'utilité qu'il peut obtenir en refusant la première offre.

Analyse en l'absence de réduction de cotisations patronales

Lorsque le taux de cotisations patronales est constant, l'analyse du modèle est classique. Il est aisé de montrer que (1) seuls les salariés de productivité $p > \tau_1 w$ sont embauchés et que (2) le salaire négocié s'écrit :

$$w^{SA}(p) = \beta \frac{p}{\tau_1} + (1 - \beta)w \quad \text{pour } p > \tau_1 w \quad (1)$$

où $\tau_1 = (1 + t_1)$ avec t_1 le taux de cotisation patronal, et p est la productivité du travailleur.

RESULTAT 1 :

Lorsque le taux de cotisations patronales est constant, le salaire est linéaire en la productivité, croissant selon $\frac{\beta}{\tau_1}$.

Preuve du résultat 1

En cas de refus de la première offre par l'employé, les offres à prendre ou à laisser sont données par :

- $w = \frac{p}{\tau_1}$ si le salarié fait l'offre (il s'agit du plus haut salaire acceptable par l'entreprise, i.e. celui qui donne un profit nul) et pourvu que $p > \tau_1 w$; si $p < \tau_1 w$,

alors aucun salaire supérieur au salaire minimum n'est acceptable par l'entreprise et la négociation est rompue.

- $w = \underline{w}$ si c'est l'entreprise qui fait l'offre. En effet, l'entreprise ne peut pas offrir moins que le salaire minimum, et l'on suppose que ce salaire minimum est supérieur au salaire de réserve de l'employé.

L'espérance d'utilité du salarié en cas de rejet de la première offre est donc donnée par :

$$\beta \frac{P}{\tau_1} + (1 - \beta) \underline{w}$$

La firme va donc proposer un salaire brut $w = \beta \frac{P}{\tau_1} + (1 - \beta) \underline{w}$ à l'employé qui va accepter

ce salaire à l'équilibre. En effet, proposer un salaire supérieur n'est pas rationnel pour l'entreprise qui perd alors du profit. Proposer un salaire inférieur conduit l'entreprise à la deuxième phase de négociation. Pour peu que l'entreprise soit un minimum averse au risque ou bien qu'il existe une probabilité ε de rupture des négociations en deuxième phase, l'entreprise préfère éviter cette deuxième phase si bien qu'elle proposera exactement, dans la première phase de la négociation le salaire annoncé. QED.

Analyse avec allègements de charges sur les bas salaires

Dans cette partie, nous introduisons un barème de charge progressif en fonction du salaire brut w versé par l'employeur :

$$\tau(w) = \begin{cases} \tau_0 + (\tau_1 - \tau_0) \left(\frac{w - \underline{w}}{\bar{w} - \underline{w}} \right) & \text{si } w < \bar{w} \\ \tau_1 & \text{si } w > \bar{w} \end{cases}$$

où $\tau_0 = (1 + t_0)$ et t_0 représente les cotisations patronales versées au niveau du salaire minimum. Le coût du travail pour une entreprise versant un salaire brut w est donc donné par :

$$c(w) = w \times \tau(w)$$

Le résultat de la négociation est alors légèrement plus compliqué à calculer dans la mesure où l'offre potentielle « à prendre ou à laisser » faite par l'employé n'est plus linéaire en la productivité. Il est possible de montrer que (1) seuls les salariés de productivité $p > p^* = \tau_0 \underline{w}$ sont employés et (2) que le salaire négocié s'écrit sous la forme⁷ :

$$w^A(p) = \begin{cases} \beta \frac{P}{\tau_1} + (1 - \beta) \underline{w} & \text{si } p > \tau_1 \bar{w} \\ (1 - \beta) \underline{w} + \beta \left(\sqrt{\alpha p + w_1^2} - w_1 \right) & \text{si } \tau_1 \bar{w} > p > \tau_0 \underline{w} \end{cases} \quad (2)$$

⁷ Les valeurs de p^* , w_1 et w_2 et α sont données en appendice de l'article.

$$\text{où } \alpha \text{ et } w_1 \text{ sont données par : } \begin{cases} w_1 = \frac{1}{2} \frac{\tau_0 \bar{w} - \tau_1 \underline{w}}{\tau_1 - \tau_0} \\ \alpha = \frac{\bar{w} - \underline{w}}{\tau_1 - \tau_0} \end{cases}$$

Trois enseignements fondamentaux peuvent être tirés de l'équation (2).

Tout d'abord, il existe désormais une zone pour laquelle le salaire est concave en la productivité du salarié, au lieu d'être linéaire. L'intuition de ce résultat est simple : lorsque la productivité augmente, dans la zone où les allègements de charge sont pertinents, le surplus total augmente mais moins que un pour un, dans la mesure où le partage de la rente conduit à une diminution du transfert public lié aux baisses de charge. Il s'agit de l'intuition traditionnelle selon laquelle les baisses des charges conduisent à l'apparition de trappes à bas-salaires.

En revanche, il est possible de montrer que, quelle que soit la productivité p , le salaire négocié avec abaissement de charges, $w^A(p)$ est supérieur en général au salaire négocié en l'absence de baisse de charges, $w^{SA}(p)$. Là encore, l'intuition est directe : en présence de baisse de charge, à productivité donnée, le surplus total employeur-employé est toujours supérieur au surplus en l'absence de réduction de charges. Comme le salaire est déterminé par un partage du surplus total, ce surplus étant plus importante grâce aux allègements de cotisations patronales, le résultat vient directement⁸.

Enfin, la productivité minimale pour laquelle le profit de l'entreprise est positif, et donc pour laquelle il y a embauche, est inférieure à sa valeur en l'absence des réductions dégressives de cotisations patronales (puisque : $\tau_0 \underline{w} < \tau_1 \underline{w}$). Il s'agit d'un effet emploi classique lié à la réduction du coût du travail. Dans la mesure où le surplus total augmente grâce aux allègements de charge, la productivité minimale nécessaire pour rendre profitable l'appariement employeur-employé diminue.

RESULTAT 2 :

Lorsque le taux de cotisations patronales est croissant puis constant en fonction du salaire brut, le salaire négocié par le salarié devient une fonction faiblement concave de la productivité. Par ailleurs, à productivité donnée, ce salaire négocié est toujours supérieur au salaire obtenu en l'absence d'abaissements de charges. Enfin, relativement à la situation sans allègements de cotisations patronales, le chômage diminue puisque la productivité minimale pour que le profit de l'entreprise soit positif diminue.

Preuve du résultat 2

Notons tout d'abord que si la productivité d'un employé est inférieure à $\tau_0 \underline{w}$, alors l'entreprise ne peut jamais faire de profit avec cet employé, si bien que la négociation n'aboutit pas et le salarié se retrouve au chômage. Parallèlement, lorsque la productivité d'un employé est

⁸ Cet argument est valable pour tout modèle de partage de rente, et pas seulement dans le cadre de la formalisation adoptée ici.

supérieure à $\tau_1 \bar{w}$, alors l'offre « à prendre ou à laisser » faite par le salarié est supérieure à \bar{w} , si bien que la situation est similaire à la situation en l'absence de réduction de cotisations patronales, avec un taux de cotisation patronale égale à τ_1 . La solution prend donc alors la même forme que celle donnée par l'équation (1).

Considérons maintenant le cas d'un individu de productivité $\tau_0 \underline{w} < p < \tau_1 \bar{w}$.

En cas de refus de la première offre par l'employé, les offres à prendre ou à laisser sont données par :

- $w \left(\tau_0 + (\tau_1 - \tau_0) \left(\frac{w - \bar{w}}{w - \underline{w}} \right) \right) = p$ si le salarié fait l'offre (il s'agit du plus haut salaire acceptable par l'entreprise, i.e. celui qui donne un profit nul) . Comme $\tau_0 \underline{w} < p < \tau_1 \bar{w}$, une telle offre est bien comprise dans la zone de réduction de charges, i.e. dans $[\underline{w}, \bar{w}]$. La solution positive de cette équation du second degré s'écrit facilement :

$$w = \sqrt{\alpha p + w_1^2} - w_1$$

$$\text{avec } \begin{cases} w_1 = \frac{1}{2} \frac{\tau_0 \bar{w} - \tau_1 \underline{w}}{\tau_1 - \tau_0} \\ \alpha = \frac{\bar{w} - \underline{w}}{\tau_1 - \tau_0} \end{cases}$$

- $w = \underline{w}$ si c'est l'entreprise qui fait l'offre. En effet, l'entreprise ne peut pas offrir moins que le salaire minimum, et l'on suppose que ce salaire minimum est supérieur au salaire de réserve de l'employé.

Finalement, on déduit des deux expressions précédentes la valeur du salaire telle que donnée par l'équation (2). QED.

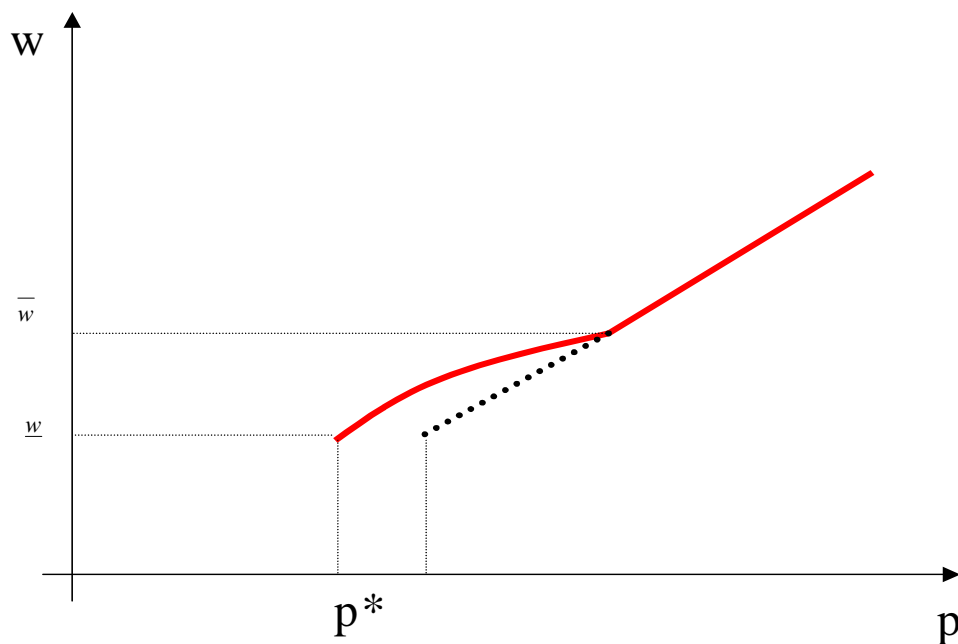
L'effet de l'introduction de l'allègement dégressif de cotisations patronales sur la détermination statique du salaire est représenté sur la figure A.1.

Impact dynamique de l'introduction des baisses de charges

Comme nous l'avons annoncé dans l'introduction, il ne s'agit pas, dans le cadre de ce modèle, de déterminer spécifiquement la dynamique salariale. Ce que nous proposons de faire consiste simplement en une répétition du modèle statique sous une hypothèse drastiquement simplificatrice : nous supposons que l'appariement employeur-employé est dissous à chaque période. Cette hypothèse nous permet de ne pas avoir à envisager de programmation dynamique dans la détermination des salaires, dans la mesure où le salarié ne peut alors négocier que son salaire courant, en fonction uniquement de sa productivité courante⁹.

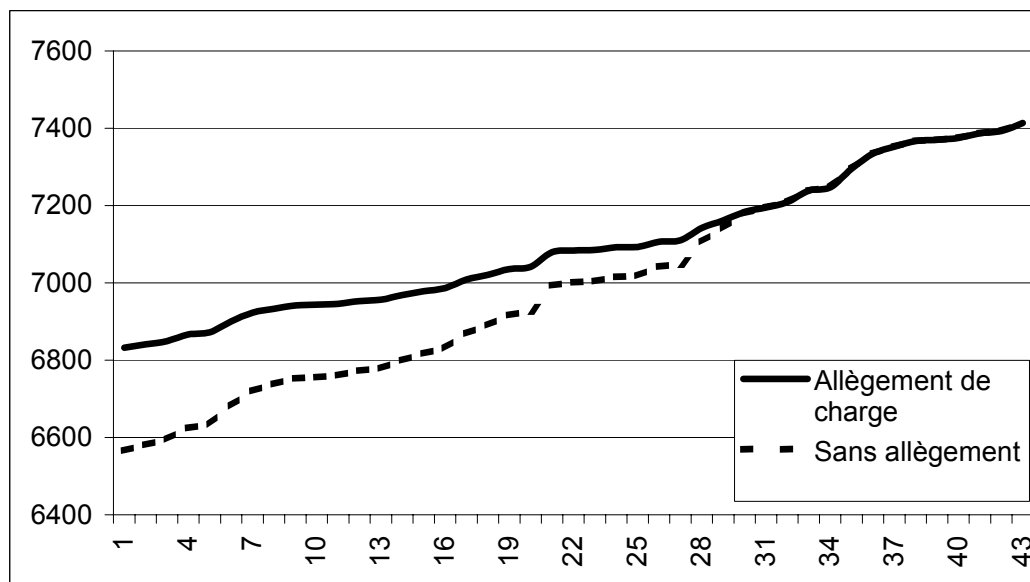
⁹ Bien évidemment, nous pourrions regarder la dynamique dans un cadre plus général où les salariés négocient leur salaire courant ainsi que leur salaire futur, en fonction de leur productivité espérée. Pourvu

Figure A.1 : Impact théorique d'un allègement de cotisations patronales sur la fixation des salaires



Note : Cette figure représente l'impact de l'allègement dégressif de cotisations patronales sur la fixation des salaires. En pointillé noir est représenté la situation antérieure à la baisse de charge ; le lien salaire-productivité est linéaire et la productivité minimale est élevée. En trait plein rouge figure la situation après abaissement de charge.

Figure A.2 : Dynamique salariale d'un individu entrant sur le marché du travail selon qu'il existe un allègement de charge sur les bas salaires.



La simulation est effectuée pour un SMIC à 6000F, un taux de cotisation maximal de 40% à partir de 1.33 fois le SMIC, un allègement de charges de 26% au niveau du SMIC ainsi qu'un pouvoir de négociation des salariés égal à .66. La productivité initiale de l'employé est de 9600F et les chocs de productivité sont tirés selon la valeur absolue d'une loi normale centrée de variance 70F.

que la réduction de cotisations patronales ne soit pas anticipée, les conclusions qualitatives du modèle ne devraient pas être modifiées.

La figure A.2 présente ainsi, pour une chronique de chocs de productivité donnée, la dynamique salariale d'un individu entrant sur le marché du travail, et dont la productivité initiale donne lieu à un allègement de charge : cette dynamique est représentée avec (trait plein) et sans (trait pointillé) allègement de cotisations patronales. Les paramètres retenus pour cette simulation sont un SMIC à 6000F, un taux de cotisation maximal de 40% à partir de 1,33 fois le SMIC, un allègement de charges de 26 points de pourcentage au niveau du SMIC ainsi qu'un pouvoir de négociation des salariés égal à 0,66 . La productivité initiale de l'employé est de 9600F et les chocs de productivité sont tirés selon la valeur absolue d'une loi normale centrée de variance 70F (de sorte à ce qu'ils ne puissent être négatifs).

La figure A.2 illustre bien que le salaire initial est plus élevé lorsqu'il y a allègement de cotisations patronales. Le salaire croît cependant plus rapidement en l'absence d'allègement de charges jusqu'à ce que la productivité du salarié devienne suffisamment importante pour que les deux profils salariaux se rejoignent.

RESULTAT 3:

L'impact d'une introduction d'allègements de cotisations patronales sur la dynamique salariale peut être décomposé en deux effets.

Tout d'abord, au moment de l'introduction des allègements de charge, les individus éligibles aux baisses de charge voient leur salaire augmenter suite à l'introduction de la réforme, en raison du surplus qu'apportent ces baisses de charge dans leur relation avec l'employeur : il s'agit d'un effet « augmentation du surplus ».

En revanche, sur le moyen terme, la concavité de la fonction salaire-productivité implique qu'à choc de productivité donné¹⁰, un individu concerné par l'abaissement de charge sur les bas salaires connaît un taux de croissance instantané plus faible de son salaire que dans le contrefactuel où les baisses de charges n'ont pas été introduites : il s'agit d'un effet « trappe à bas salaire ».

Remarquons néanmoins que :

- 1. le taux de croissance total (i.e. entre la date précédant l'introduction de la réduction de charges et la date courante) du salaire d'un individu est toujours supérieur avec baisse de charges que sans.*
- 2. le taux de croissance total du salaire d'un individu est d'autant plus fort que son salaire initial est faible*

Limites du modèle

Comme nous l'avons déjà souligné, le modèle est très schématique, et abusivement simplificateur. Tout d'abord, la dynamique n'est que très sommaire, puisque nous empêchons salariés et employeurs de négocier sur les salaires futurs. Nous suspectons néanmoins *a priori* que l'introduction d'une telle possibilité ne changerait pas l'intuition principale du modèle, à savoir que la baisse des charges correspond à un transfert net de l'État vers les bas salaires, qui conduit nécessairement à une hausse des salaires des individus à faible productivité par rapport à la situation sans allègement.

¹⁰ Cette hypothèse de choc de productivité exogène, notamment au système fiscal peut être questionné. Pour un approfondissement de cette question, voir la conclusion de cet article ou le rapport Malinvaud (1998).

Par ailleurs, nous avons considéré dans cette partie des chroniques de productivité exogènes. Les conclusions de cette investigation théorique pourraient être modifiées si l'on venait à supposer que le niveau de productivité p dépend d'un effort du salarié (« learning-by-doing », effort de formation...). En effet, en introduisant un profil salaire-productivité concave, l'allègement de cotisations patronales diminue les incitations d'un employé à investir en formation, dans la mesure où les rendements salariaux de la formation deviennent décroissants (alors qu'ils étaient constants avec un profil de cotisation constant). Ainsi, à long terme, la diminution endogène de la productivité pourrait conduire à une diminution des salaires comparativement à un contrefactuel sans abaissement de charges. La pertinence d'un tel mécanisme reste une question empirique à étudier.