

# Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale

**Romain Aeberhardt\* et David Sraer\*\***

---

Les allègements de cotisations patronales mis en place dans les années 1990 ont un impact ambigu sur la progression salariale des individus à bas salaires. Dans la mesure où ils diminuent le coût du travail pour un employeur, ils ne devraient pas avoir d'impact négatif sur les niveaux de salaires à productivité donnée. En revanche, la dégressivité des réductions de cotisations sociales patronales a rendu plus coûteuse l'augmentation des salaires inférieurs au seuil au-delà duquel ces allègements n'ont pas cours. On a donc pu craindre que la progression des bas salaires ne s'infléchisse à la baisse à la suite de la mise en place de ce dispositif. Cet article se propose d'apporter des éléments de réponse à ces questions. La difficulté consiste alors à déterminer ce qu'aurait été la progression salariale des salariés les moins rémunérés en l'absence d'allègements.

Une première méthode consiste à comparer l'évolution du taux de croissance des salaires des personnes concernées par les baisses de cotisations à celui des personnes les plus proches en termes de salaire brut tout en n'étant pas éligibles à ces allègements (méthode de différence de différences). Il s'avère alors qu'en 1997, les travailleurs à bas salaires n'ont pas bénéficié d'augmentations plus faibles que des travailleurs de salaire moyen, et ce relativement à la situation de 1994, année où les baisses de cotisations n'étaient que très marginales. La deuxième approche consiste à comparer chaque année les salariés situés juste au-dessus et en dessous du seuil de 1,33 Smic au moyen d'une méthode de régression sur la discontinuité. Les estimations ne montrent aucune différence significative dans ces évolutions salariales. Au total, les résultats suggèrent que pour les populations retenues dans le cadre de cette étude, la croissance des bas salaires ne s'est pas dégradée avec la mise en place des allègements de cotisations, tout au moins à court et moyen terme.

---

\* Département des Études économiques d'ensemble - Division Marchés et stratégies d'entreprises, Insee, timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 Malakoff cedex.

\*\* Au moment de la rédaction de cet article, David Sraer appartenait à la division Marchés et stratégies d'entreprises de l'Insee. Les auteurs remercient Didier Blanchet, Pauline Givord, Ronan Mahieu, Fabien Toutlemonde ainsi que les membres de la division MSE, les participants au séminaire D3E et deux référés anonymes pour leurs remarques. Ce document ne reflète pas la position de l'Insee et n'engage que ses auteurs.

**D**urant les années 1990, la France a connu une montée en puissance des dispositifs visant à réduire le coût du travail des salariés peu qualifiés, à travers des allègements de cotisations sociales patronales visant les salariés à bas salaires. Ce type de politique publique a d'abord été introduit sous une forme très ciblée en 1993, se restreignant aux salariés rémunérés en dessous de 1,2 fois le Smic et ne concernait que les cotisations sociales familiales. Le dispositif a ensuite connu une série d'élargissements successifs avec les allègements dits « Juppé », de 1995 à 1998, puis avec les allègements dits « Aubry » de 1998 à 2000. Ces élargissements ont concerné à la fois la nature des cotisations sociales auxquelles s'appliquent les allègements et le seuil d'éligibilité maximal des niveaux de rémunération, qui a atteint 1,8 fois le Smic en 2000 (cf. Gubian (1999) pour plus de détails). Toutefois, sur la seconde période d'élargissement (lois Aubry), ces allègements sont devenus conditionnels à la signature d'accords de réduction du temps de travail (RTT) et ont donc répondu, outre l'objectif de modération du coût du travail des salariés peu qualifiés, à un tout autre souci qui était de compenser les hausses de coût du travail induites par la mise en place de la RTT.

Ces allègements de cotisations sociales patronales visaient initialement à favoriser l'emploi de travailleurs peu qualifiés, dans la mesure où ces derniers ont un faible niveau de rémunération. On peut s'attendre à ce que le dispositif augmente la demande de travail peu qualifié, du fait de la baisse de son coût relatif, par un effet de substitution au sein du processus de production entre travail peu qualifié et travail qualifié et/ou capital. En outre, même sans cet effet de substitution, la réduction directe du coût de production favorise une expansion plus rapide de l'activité de l'entreprise, qui à son tour accentue sa demande de travail.

Ces effets sur l'emploi des allègements ont fait l'objet d'un nombre important de travaux de recherche dont Rémy (2005) propose une revue de littérature très complète. Certains travaux reposent sur une évaluation purement *ex ante*, c'est-à-dire 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 500 000 emplois non qualifiés auraient été créés par la « Ristourne Juppé ». Audric, Givord et Prost (2000) estiment cette création d'emplois non qualifiés entre 100 000 et 390 000, 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 cotisations patronales sur l'emploi.

D'autres travaux reposent sur une évaluation *ex post*, c'est-à-dire 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 cotisations 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 différences 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).

Si les effets positifs sur l'emploi recueillent le consensus tant d'un point de vue théorique qu'empirique, les effets sur les salaires sont en revanche plus ambigus : comme les allègements diminuent à mesure que le salaire augmente (cf. encadré 1), une même augmentation coûte plus cher pour les bas salaires que pour les salaires situés au-delà du seuil. Le rapport Malinvaud (1998) signalait ainsi que le système en vigueur en 1997 induisait pour une même hausse de 100 francs du salaire net, un coût pour l'employeur de 260 francs au niveau du Smic, contre 187 francs juste au-dessus du seuil de 1,33 fois le Smic. Cette dégressivité a fait craindre une pénalisation des salariés situés dans la fenêtre ouvrant droit aux allègements.

Dans cette perspective, cet article se propose d'apporter un éclairage nouveau sur le lien entre allègements de cotisations sociales et dynamique salariale. Il est au préalable nécessaire de rappeler les arguments théoriques et empiriques en faveur des différents effets négatifs que ces allègements (ou d'autres mesures concomitantes) sont susceptibles d'avoir sur les salaires – on utilise souvent pour décrire une telle relégation en bas de l'échelle le terme relativement flou de « trappes à bas salaires », que l'on s'efforcera de préciser. On cherchera ensuite à évaluer l'effet des allègements de cotisations sociales patronales sur la croissance des salaires

### COÛT DE L'AUGMENTATION POUR L'EMPLOYEUR SUIVANT LE RÉGIME D'ALLÈGEMENTS

On propose ici une analyse de l'impact des allègements de cotisations sociales patronales sur la décision de l'employeur d'augmenter le salaire d'un de ses employés. Afin de localiser l'origine d'éventuels effets négatifs pour les salariés situés sous le seuil d'extinction des allègements, on examine pour un salaire de départ donné (situé sous le seuil) ce que coûte pour l'employeur une augmentation, en pourcentage de celle-ci. On appelle dans ce qui suit taux « vu » par l'employeur le rapport entre le coût d'augmentation du salaire et l'augmentation de celui-ci. On étudie donc l'évolution du taux vu en fonction de l'augmentation de salaire. On distingue deux cas selon le profil du taux de cotisations  $\tau$  selon le régime d'allègements en vigueur : d'une part un profil de taux de cotisations qui augmente en escalier avec un palier au taux  $\tau_1$  puis un palier au taux  $\tau_2$  (cas du régime d'allègements jusqu'à 1994), et d'autre part un profil qui augmente de manière linéaire de  $\tau_1$  à  $\tau_2$  puis reste stable à cette dernière valeur (cas du régime d'allègements postérieur à 1994). À chaque fois le salaire minimum est noté  $\underline{w}$  et le salaire seuil marquant la fin des allègements  $\bar{w}$ .

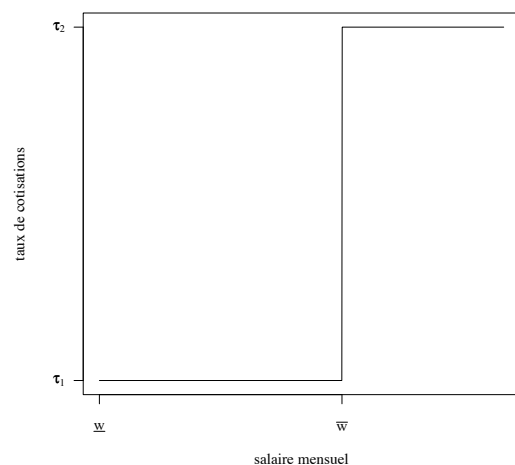
Pour chacune des situations on présente des graphiques du profil de taux en fonction du salaire mensuel ainsi que du taux moyen « vu » par l'employeur en fonction du montant de l'augmentation. On se place uniquement dans le cas où le salaire de départ est inférieur au seuil d'extinction des allègements de cotisations.

Le salaire de départ est noté  $w_1$ , le salaire après augmentation  $w_2$  et l'augmentation  $\Delta w$ .

Si on note  $c(w)$  la fonction de coût du travail, on définit le taux moyen « vu » par l'employeur comme :

$$\tau_{vu} = \frac{c(w_2) - c(w_1)}{w_2 - w_1} = \frac{c(w_1 + \Delta w) - c(w_1)}{\Delta w}$$

Graphique A  
Profil de taux de cotisations en escalier



Le taux vu par l'employeur est une fonction à la fois de  $\Delta w$  et de  $w_1$ . On discute de l'effet de  $w_1$ , mais pour les représentations graphiques,  $w_1$  est fixé.

Les graphiques sont purement illustratifs de situations stylisées et ne représentent pas les profils exacts en vigueur qui sont beaucoup plus complexes. Les ordres de grandeurs utilisés ont également été choisis à titre illustratif.

#### Profil de taux de cotisations en escalier

Le profil de taux de cotisations est celui donné par le graphique A. Tant que l'augmentation ne fait pas dépasser le seuil de fin des allègements, le taux vu par l'employeur est  $\tau_1$ . Au moment où l'augmentation fait atteindre le seuil ( $w_2 = \bar{w}$ ) au salaire, il y a une discontinuité du taux vu qui prend alors pour expression  $\tau_{esc} = \tau_2 + \frac{w_1}{\bar{w} - w_1} (\tau_2 - \tau_1)$ . Cette discontinuité est d'autant plus importante que le salaire de départ est élevé. Cela signifie que quand on est proche du seuil, une faible augmentation est relativement très coûteuse.

Ensuite, le taux moyen vu par l'employeur décroît pour tendre asymptotiquement vers  $\tau_2$  suivant la relation :

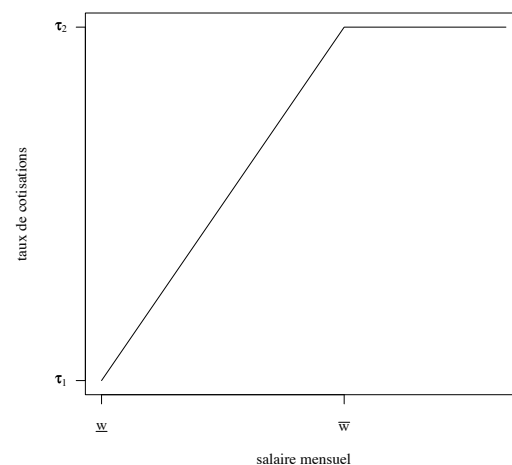
$$\tau_{vu} = \tau_2 + \frac{w_1}{\Delta w} (\tau_2 - \tau_1). \text{ Se reporter au graphique C.}$$

#### Profil de taux linéaire

Le profil de taux de cotisations est donné par le graphique B. Tant que l'augmentation ne fait pas dépasser le seuil de fin des allègements, le taux vu par l'employeur augmente de manière linéaire et vaut :

$$\tau_{vu} = \tau_2 + \frac{w_2 + w_1 - \bar{w}}{w_2 - \bar{w}} (\tau_2 - \tau_1) = \tau_2 + \frac{\Delta w + 2w_1 - \bar{w}}{w_2 - \bar{w}} (\tau_2 - \tau_1).$$

Graphique B  
Profil de taux de cotisations linéaire



des personnes déjà en place et dont le salaire donne droit aux allègements. Loin de prétendre apporter une réponse globale à la question des trappes à bas salaires, cet article s'efforce plutôt d'en éclairer un aspect particulier.

**Le terme de « trappe à bas salaires » recouvre trois notions**

Le terme de « trappe à bas salaires » est général et recouvre en réalité au moins trois types d'interrogations. Tout d'abord, on peut se demander si les salariés ont davantage tendance à être bloqués dans la zone des allègements ou, ce qui revient au même, si leur position relative par rapport au salaire minimum évolue moins qu'en l'absence d'allègements. Deuxièmement, il est possible que la progression salariale des salariés situés dans la fenêtre ouvrant droit aux allègements soit plus faible que ce qu'elle aurait été en l'absence d'une telle mesure. La troisième interrogation est liée aux deux premières : les salaires sont-ils plus élevés ou non qu'en l'absence d'allègements, par exemple du fait d'une pression à la baisse sur les salaires d'embauche ?

Ces trois notions (position relative par rapport au Smic, progression salariale et niveau de salaire), sont souvent mêlées sans distinction claire quand on emploie le terme de « trappe à bas salaires ». Cet article se focalise sur la seconde : la question de l'impact des allègements de cotisations sociales patronales sur la

progression salariale. On commence cependant par présenter des données qui concernent les deux autres notions.

*Position relative par rapport au salaire minimum*

Deux processus peuvent amener à une concentration de la distribution des salaires au niveau du salaire minimum. L'un est lié aux salaires d'embauche, que les employeurs sont incités à diminuer pour atteindre des niveaux de salaires éligibles aux allègements, quitte à substituer du travail non qualifié à du travail qualifié ou à du capital. Le second est lié au rythme des augmentations de salaires. Celles-ci peuvent être freinées à la fois par le surcoût du travail auquel elles sont associées compte tenu de la dégressivité des allègements et par la volonté des employeurs de maintenir le plus longtemps possible leurs salariés à des niveaux de salaires permettant d'obtenir un allègement de cotisation sociale.

On observe bien effectivement une telle déformation de la distribution des salaires. Sa concentration autour des bas salaires éligibles au dispositif que nous étudions tend à s'accroître. Lhommeau (2005) montre que les dispositifs d'allègements de cotisations sociales patronales ont fortement stimulé les embauches de salariés à bas salaires. De plus, selon ses travaux, en 1998, 21 % des personnes qui percevaient moins de 1,33 fois le Smic avaient dépassé ce seuil deux ans plus tard, alors que ce chif-

**Encadré 1 (suite)**

Comme on est dans un cas où

$$\underline{w} \leq w_1 \leq w_2 \leq \bar{w} = 1,33 \underline{w},$$

le terme  $\frac{w_2 + w_1 - \bar{w}}{w - \underline{w}}$  est toujours positif.

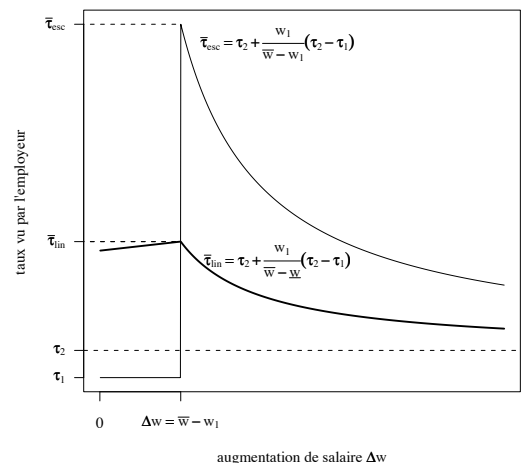
Au niveau du seuil, ce taux vu est maximal et vaut

$$\bar{\tau}_{lin} = \tau_2 + \frac{w_1}{w - \underline{w}} (\tau_2 - \tau_1).$$

Il est croissant en  $w_1$ , ce qui signifie que là aussi, plus le salaire de départ est proche du seuil, plus une petite augmentation qui fait franchir ce seuil est relativement coûteuse. Cependant, il est toujours inférieur au taux maximal obtenu avec un profil en escalier.

Ensuite, si l'augmentation de salaire fait dépasser le seuil d'extinction des allègements, le taux moyen vu par l'employeur décroît pour tendre asymptotiquement vers  $\tau_2$ .

**Graphique C**  
**Coût d'une augmentation de salaire en fonction du niveau de celle-ci (taux « vu » par l'employeur)**



fre était de 29 % en 1994. Dans le même ordre d'idées, la part des salariés rémunérés au niveau du Smic est passée de 8,2 % en 1994 à 14,1 % en 1997 (Berry, 2008). À l'opposé, Audenis, Laïb et Roux (2002) ont montré que la décote du salaire d'un employé nouvellement embauché par rapport celui d'un salarié déjà présent dans l'entreprise n'a fait que décroître (de 27 % à 7 %) entre 1994 et 2001. Ceci suggère qu'il est peu vraisemblable que les allègements de cotisations sociales aient incité les employeurs à diminuer les salaires à l'embauche.

La contradiction apparente entre ces deux études peut s'expliquer par le fait que la première s'intéresse au risque de demeurer dans une fenêtre d'allègements qui est elle-même définie par rapport au salaire minimum : en période de fortes hausses du Smic un salarié peut très bien bénéficier de hausses de salaires relativement élevées tout en restant dans la zone ouvrant droit aux allègements. La question de la position relative nous semble plutôt liée à ces évolutions du salaire minimum qu'aux allègements de cotisations.

#### *Niveau de salaire absolu*

Par ailleurs, si les craintes relatives aux effets indésirables des allègements de cotisations peuvent paraître rationnelles, il faut également rappeler que ces derniers diminuent le coût du travail pour un employeur. Ces allègements permettent donc de dégager un gain qui sera partagé entre l'employeur et le salarié en fonction de leurs pouvoirs de négociation respectifs (cf. Sraer (2007) pour une approche théorique plus complète). Il en découle donc qu'à chaque date, même dans l'hypothèse où c'est l'employeur qui absorbe intégralement le transfert, le salarié devrait gagner au moins autant que dans une situation sans allègements de cotisations. Ces allègements ne devraient donc pas avoir *a priori* d'impact négatif sur le niveau des salaires.

#### *Progression salariale*

En revanche il se peut que les progressions salariales soient ralenties par le dispositif. En effet, il est tout à fait possible d'être dans une configuration où à chaque instant le salarié reçoit un salaire plus élevé que s'il n'y avait pas d'allègements tout en ayant au cours de certaines périodes une progression salariale plus faible. Ce sera par exemple le cas s'il bénéficie en première période de l'intégralité du transfert net mais n'est pas augmenté l'année suivante au-delà de ce qu'aurait été son salaire en l'absence d'allègements de cotisations.

Lhommeau et Remy (2008) ont ainsi étudié les déterminants du taux de croissance des salaires mensuels inférieurs à 1,33 Smic. Leurs travaux mettent en évidence un effet négatif significatif des allègements de cotisation sociales patronales, de l'ordre de - 2,7 points de taux de croissance des salaires en 1996. Ces auteurs signalent que cet effet est réduit si l'on tient compte des revalorisations du Smic, qui viennent mécaniquement augmenter les bas salaires. L'effet demeure toutefois négatif et significatif à - 1,8 point de croissance des bas salaires. Audenis, Laïb et Roux (2003) soulignent quant à eux que si les perspectives salariales des salariés les plus faiblement rémunérés sont moins bonnes que celles de la moyenne des salariés, cette situation ne s'est pas accentuée avec la mise en place des allègements de cotisations sociales patronales.

#### **Comparer les bénéficiaires à un groupe de contrôle non concerné (méthode de « différence de différences ») ...**

Il n'y a donc pas actuellement de consensus empirique sur l'impact des allègements de cotisations patronales sur les bas salaires sur la croissance de ces derniers. Cet article se propose d'apporter une contribution au débat en essayant de répondre à la question suivante : « Les allègements de cotisations sociales patronales ont-ils eu un effet négatif sur la croissance des salaires des personnes déjà en place et dont le salaire donne droit aux allègements ? ».

Autant il est relativement aisé de mesurer la progression salariale effective des salariés les moins rémunérés, autant il est plus compliqué de déterminer ce que cette progression aurait été en l'absence d'allègements.

Toute la difficulté réside donc dans la construction d'une progression salariale « contrefactuelle », c'est-à-dire dans l'estimation de ce qu'aurait été la progression salariale des salariés à bas salaires en l'absence d'allègements. Pour cela, on fera appel à la notion de « groupe de contrôle ». Un tel groupe sera choisi de telle sorte que la progression salariale en son sein soit *a priori* aussi proche que possible de ce qu'aurait été celle des salariés que l'on étudie en l'absence d'allègements. Ici le groupe de contrôle sera constitué de salariés situés juste au-dessus de la limite des allègements, de telle sorte qu'ils soient le plus proches possible des salariés étudiés tout en n'étant pas affectés par les allègements de cotisations.

Nous utiliserons successivement deux méthodes d'évaluation économétrique pour tester l'impact des allègements de cotisations sociales au cours de la période 1994-1997 sur la progression salariale des salariés les moins rémunérés : une approche en différence de différences et une approche par régression sur la discontinuité. Les résultats des deux méthodes concordent et ne laissent pas penser que les salaires soumis aux allègements aient moins progressé que si ces allègements n'avaient pas existé. Ces méthodes sont néanmoins locales dans le sens où elles ne donnent des résultats qu'au voisinage du seuil de 1,33 Smic.

Les deux difficultés d'identification principales auxquelles nous nous heurtons proviennent d'une part des évolutions fréquentes de la législation (modification des allègements et mise en place de la RTT) et, d'autre part de la concomitance des hausses du salaire minimum. Les travaux de Koubi et Lhommeau (2007) montrent en effet que les hausses du salaire minimum ont un effet d'entraînement sur les bas salaires, appelé « effet de diffusion ». Une hausse du Smic se répercuterait ainsi intégra-

lement jusqu'aux salaires atteignant 1,1 fois le Smic, cet effet étant réduit à la moitié de la hausse du Smic pour les salaires compris entre 1,4 et 1,5 Smic. La première difficulté peut être levée en se limitant à la période 1994-1997 et au seul seuil de 1,33 Smic. Les hausses de salaire minimum, quant à elles, sont en grande partie prises en compte par les différentes méthodes d'estimation, et nous nous attachons à estimer un majorant de leurs éventuels effets résiduels.

Nous utilisons l'exploitation exhaustive des déclarations annuelles de données sociales (DADS) entre 1994 et 1997 en nous restreignant aux salariés à temps complet restant deux années consécutives dans une même entreprise (cf. encadré 2 et tableau 1 pour plus de détails sur l'échantillon). Il s'agit de données administratives remplies par les entreprises et destinées en priorité aux organismes de sécurité sociale et à l'administration fiscale. Elles concernent les salaires et les périodes d'emploi de l'ensemble des salariés du secteur privé et permettent de suivre les salariés d'une même entreprise deux années consécutives.

## Encadré 2

### LES DONNÉES

Nous utilisons les DADS exhaustives sur la période 1994-1997. Chaque année nous disposons donc de l'ensemble des salariés du secteur privé. Nous nous limitons aux salariés ayant travaillé toute l'année à temps complet dans une même entreprise au cours de deux années consécutives. 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 cotisations 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. De plus, les données utilisées ne permettent pas de connaître la quotité de temps partiel ; et la faible qualité de la variable de nombre d'heures en 1993 empêche de créer un groupe de contrôle satisfaisant.

Nous avons ensuite sélectionné les individus à la date  $t$  dont le salaire brut à la date  $t-1$  est compris entre 1,2 Smic et 1,5 Smic. Les individus dont le salaire était compris entre 1,2 et 1,33 Smic ne sont pas touchés par les allègements de cotisations sociales avant le 1<sup>er</sup> janvier 1995. Ensuite l'impact augmente chaque année jusqu'en 1997 au fur et à mesure de l'intensification des allègements sur les bas salaires. Les individus dont le salaire est supérieur à 1,33 Smic ne sont jamais touchés par les allègements de cotisations sociales sur

la période 1993-1997 (cf Gubian 1999 pour un récapitulatif du calendrier des allègements de cotisations).

Il faut cependant noter qu'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, mais de toute façon la question posée porte plutôt sur les augmentations salariales au sein d'une entreprise donnée.

Finalement, nous obtenons ainsi un échantillon de 1 822 894 individus : 215 328 en 1994, 519 075 en 1995, 521 873 en 1996 et 566 618 en 1997 (1).

1. Un problème d'échantillonnage des données en 1994 ainsi que le remplissage non systématique des heures pour l'année 1993 expliquent la faiblesse du nombre d'individus présents cette année-là. Notons néanmoins que la répartition des individus de chaque côté du seuil est stable sur la période : la proportion des individus dont le salaire initial est compris entre 1,2 et 1,33 Smic dans notre échantillon, est de 41,5 % en 1994 et se situe entre 40 et 41 % de 1995 à 1997. Ces problèmes au moment du changement de chaîne de production des DADS semblent avoir affecté les données de manière relativement aléatoire ce qui ne devrait donc pas entraîner de biais dans nos estimations.

### ... suggère que les allègements n'ont pas d'effet négatif sur les bas salaires ...

On définit deux groupes : le groupe des salariés situés entre 1,33 Smic et 1,5 Smic, qui ne sont jamais affectés par l'effet des allègements de cotisations, et les salariés situés entre 1,2 et 1,33 Smic qui sont concernés par les allègements de cotisations sociales à partir de 1995. En 1994, aucun des deux groupes n'est touché alors qu'entre 1995 et 1997 seuls les salariés situés en dessous du seuil peuvent subir l'effet potentiellement négatif des allègements (cet effet est potentiellement de plus en plus fort entre 1995 et 1997 à cause des renforcements de la législation).

Une première solution consisterait à se concentrer sur les salariés qui se situent dans la fenêtre ouvrant droit aux allègements de cotisations sociales patronales. On pourrait alors comparer la progression salariale moyenne observée avant la mise en place de la mesure à la progression salariale moyenne observée après la mise en place de la mesure. Avec cette méthode, on mesurerait non seulement l'effet des allègements mais aussi tous les autres effets macro-économiques qui ont affecté les progressions salariales entre les deux dates. Par exemple, les salaires compris entre 1,2 et 1,33 Smic aussi bien que ceux compris entre 1,33 et 1,5 Smic ont augmenté en moyenne plus vite entre 1994 et 1995 qu'entre 1993 et 1994.

Une deuxième solution consiste à se placer à une date donnée, une fois la réforme mise en place, et à comparer les progressions salariales des salariés affectés par la réforme à celles des salariés qui ne sont pas affectés par la mise en place des allègements. Cette fois, le défaut tient au fait que l'on mesure également l'ensemble des différences entre les deux groupes de salariés autres que celle d'être ou non dans le champ d'application de la mesure. Par exemple, sur toute la période, les salariés situés entre

1,33 et 1,5 Smic ont des progressions salariales plus faibles que ceux qui sont situés entre 1,2 et 1,33 Smic (avant aussi bien qu'après la mise en place des allègements).

La méthode finalement retenue combine les deux approches précédentes. On commence par mesurer la progression salariale moyenne dans chacun des groupes entre les années 1993 et 1994 (années où aucun des groupes n'est affecté par les allègements de cotisations sociales). L'écart entre ces progressions moyennes caractérise les différences systématiques entre les deux groupes en l'absence d'effet des allègements. Ces différences peuvent par exemple provenir d'une hétérogénéité entre les individus des deux groupes ou encore d'autres facteurs exogènes comme des effets différenciés de la diffusion des hausses de Smic ou des degrés de mobilité différents. En pratique, en l'absence d'allègements de cotisations sociales, les salariés situés sous le seuil de 1,33 Smic ont tendance à avoir des augmentations relatives de salaires légèrement plus importantes que celles des salariés situés au-dessus de ce seuil. Cet écart de progression salariale entre les deux groupes est ensuite calculé après la mise en place des allègements de cotisations sociales sur les bas salaires, ce qui permet de déterminer l'évolution de cet écart entre la période antérieure à la mise en place du dispositif, et celle qui lui fait immédiatement suite. Cette évolution permet de voir si les salariés situés sous le seuil conservent des augmentations de salaire supérieures à celles des salariés situés au-dessus, et si l'écart des progressions salariales n'a pas diminué après la mise en place des allègements de cotisations sociales, ce qui serait le signe d'un effet négatif des allègements. Cette différence dans les écarts entre les deux groupes représente l'effet moyen des allègements sur les salariés à bas salaires.

Ainsi, en 1994, en l'absence d'allègements (compte tenu du niveau de salaire retenu pour

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

	Salaire initial compris entre 1,2 et 1,33 Smic	Salaire initial compris entre 1,33 et 1,5 Smic	Proportion de bas salaires (en %)
1994	89 393	125 935	42
1995	208 190	310 885	40
1996	208 405	313 468	40
1997	231 559	335 059	41

Lecture : on entend par bas salaires les salaires situés entre 1,2 et 1,33 Smic.

Champ : salariés du secteur privé ayant travaillé toute l'année à temps complet dans une même entreprise au cours de deux années consécutives et dont le salaire initial est compris entre 1,2 et 1,5 Smic.

Source : exploitation exhaustive des déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

nos deux groupes), le salaire d'un individu dont le salaire en 1993 était compris entre 1,2 et 1,33 Smic (respectivement 1,33 et 1,5 Smic) augmente en moyenne de 4,6 % (respectivement 4,3 %). On constate donc une différence d'environ 0,3 % dans l'augmentation moyenne des salaires des individus des deux groupes en faveur de ceux qui avaient au départ les salaires les plus faibles. Au cours des trois années suivantes, cet écart augmente et est d'un peu plus de 0,5 % (cf. tableau 2). On n'observe donc pas d'effet négatif des allègements sur les progressions salariales.

Nous effectuons une analyse économétrique pour déterminer la significativité de ce différentiel et tester la robustesse de cette statistique à l'introduction de facteurs explicatifs individuels ou d'entreprise. On estime ainsi successivement trois modèles. Le premier se fonde sur l'équation suivante, où  $g_{i,t}^w$  est le taux de croissance du salaire d'un individu :

$$g_{i,t}^w = \alpha + \delta_t + \phi 1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]} + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{\tau} 1_{w_{\tau-1} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]} 1_{t=\tau} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où  $\delta_t$  représente les effets fixes annuels,  $\phi$  capte les spécificités propres au groupe des individus situés au-dessus du seuil d'extinction des allègements et  $\beta_{\tau}$  est le différentiel d'augmentation moyenne entre les deux groupes considérés entre la date  $\tau$  et 1994. Dans ce cadre économétrique, si, en 1995, 1996 ou 1997, il y avait un effet négatif des allègements sur les progressions salariales, nous devrions observer que :  $\beta_{1995} > 0$ ,  $\beta_{1996} > 0$  et  $\beta_{1997} > 0$ , c'est-à-dire que les salariés dont le salaire est situé au-dessus du seuil de 1,33 Smic (donc non affectés par les

allègements) auraient eu une progression salariale plus importante que ceux situés en dessous du seuil de 1,33 Smic.

Nous introduisons ensuite dans cette 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.  $X_{it}$  regroupe l'âge de l'individu  $i$ , son sexe ainsi que le secteur de l'établissement dans lequel il travaille. On estime de la sorte l'équation suivante :

$$g_{i,t}^w = \alpha + \delta_t + \phi 1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]} + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{\tau} 1_{w_{\tau-1} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]} 1_{t=\tau} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

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) des effets fixes entreprises. L'estimation du coefficient  $\beta_{\tau}$  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. La troisième équation estimée est alors la suivante ( $j$  est l'identifiant de l'entreprise à laquelle appartient l'individu  $i$ ) :

$$g_{i,t,j}^w = \alpha_j + \delta_t + \phi 1_{w_{t-1} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]} + \sum_{\tau=1995}^{1997} \beta_{\tau} 1_{w_{\tau-1} \in [1.33SMIC, 1.5SMIC]} 1_{t=\tau} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

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

En %

	Salaire initial compris entre 1,2 et 1,33 Smic	Salaire initial compris entre 1,33 et 1,5 Smic	Différence
1994	4,6	4,3	0,3
1995	5,2	4,7	0,5
1996	4,8	4,2	0,5
1997	4,7	4,1	0,6

Lecture : la progression salariale moyenne entre 1993 et 1994 des salariés dont le salaire était compris entre 1,2 et 1,33 Smic en 1993 a été de 4,6 %.

Champ : salariés du secteur privé ayant travaillé toute l'année à temps complet dans une même entreprise au cours de deux années consécutives et dont le salaire initial est compris entre 1,2 et 1,5 Smic.

Source : exploitation exhaustive des déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.



Toutes les régressions autorisent l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. Par ailleurs, les points extrêmes de la distribution du taux de croissance des salaires sont retirés de l'échantillon (1). La méthode utilisée pour ces estimations est celle des Moindres Carrés Ordinaires.

Les résultats des estimations des trois modèles sont présentés dans le tableau 3. Rappelons que les résultats de la première colonne sont en rapport direct avec le tableau 2. La troisième colonne de ce dernier correspond à la différence entre les deux premières. Cette opération fait disparaître les effets  $\delta_t$  spécifiques à chaque date. Ensuite, au sein de cette même colonne, la différence entre les lignes correspondant aux années 1995 à 1997 et la ligne de l'année 1994

fait disparaître le coefficient  $\phi$  spécifique au groupe de contrôle. Il ne reste alors plus que les coefficients  $\beta_t$  correspondant aux différences de différences : la variation d'écart entre les progressions annuelles du salaire des deux groupes entre 1994 et 1995 est de 0,2 % en faveur des salariés à bas salaire. C'est également le cas entre 1994 et 1996 et elle passe à 0,3 % entre 1994 et 1997. Les résultats des deux autres colonnes du tableau 3 confirment ces premières conclusions, à savoir que les salaires n'ont pas augmenté plus rapidement dans le groupe qui n'était pas touché par les réductions de cotisations patronales. Ces résultats ne sont pas modifiés quand

1. 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.

Tableau 3  
Impact de l'allègement de cotisations patronales sur le taux de croissance salariale

	Modèle estimé		
	Équation (1)	Équation (2)	Équation (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)***
$1_{t=1995}$	0,006 (7,41)***	0,008 (12,23)***	0,006 (8,07)***
$1_{t=1996}$	0,002 (2,67)***	0,004 (7,23)***	0,003 (4,81)***
$1_{t=1997}$	0,001 (1,15)	0,003 (5,73)***	0,001 (0,98)
Sexe		- 0,007 (- 31,0)***	- 0,01 (- 38,43)***
Log(Âge)		- 0,025 (- 56,80)***	- 0,015 (- 30,33)***
Indicatrices Secteurs	NON	OUI	NON
Indicatrices Entreprises	NON	NON	OUI
Constante	0,045 (78,46)***	0,14 (90,99)***	0,117 (63,90)***
R <sup>2</sup>	0,002	0,10	0,34
Observations	1 785 920	1 785 915	1 785 915

Lecture : on compare deux groupes de salariés : les salaires du premier groupe appartiennent à l'intervalle [1,2 Smic ; 1,33 Smic] et ceux du second groupe à l'intervalle [1,33 Smic ; 1,5 Smic]. Se reporter au texte (test de robustesse de la méthode de double différences). Ce tableau présente les résultats d'un estimateur « sandwich » de Huber-White autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est l'augmentation relative de salaire entre la date t-1 et la date t.  $1_{w_{t-1} \in [1,33SMIC, 1,5SMIC]}$  est une indicatrice valant 1 lorsque le salaire à la date t-1 est compris 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). Les équations correspondantes (1), (2) et (3) sont données dans le texte. Entre parenthèses figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. \*, \*\*, \*\*\* indiquent la significativité aux seuils de 10, 5 et 1 % respectivement.

Champ : salariés du secteur privé ayant travaillé toute l'année à temps complet dans une même entreprise au cours de deux années consécutives et dont le salaire initial est compris entre 1,2 et 1,5 Smic.

Source : exploitation exhaustive des déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

on introduit des contrôles supplémentaires pour des caractéristiques individuelles, des effets sectoriels ou des effets d'entreprises fixes au cours du temps.

L'hypothèse identifiante qui permet d'interpréter de façon causale les coefficients  $\beta$  repose sur le fait que, en l'absence d'allègements, l'écart mesuré entre les deux groupes (au-dessus et en dessous du seuil) serait resté pour la deuxième période le même que pour la première. En pratique, cela suppose que, d'une part, tous les phénomènes, communs aux deux périodes, influençant les évolutions de salaires aient le même effet en première et en deuxième période, et d'autre part que tous les phénomènes nouveaux influençant la progression, autres que le changement de législation, aient eu un impact identique sur les salariés situés au-dessus et en dessous du seuil de 1,33 Smic.

Par exemple dans le cas de la diffusion des hausses de Smic, cette hypothèse signifie que le mécanisme de diffusion n'a pas changé entre les différentes dates et que les revalorisations du Smic ont été similaires aux différentes dates. La première hypothèse est difficile à tester mais il s'agit essentiellement d'un phénomène structurel qui a toutes les chances d'être relativement stable dans le temps. Quant aux revalorisations du Smic, elles ont été de 2,18 % en 1994, 3,05 % en 1995, 3,58 % en 1996 et 2,93 % en 1997. Il est possible d'estimer grossièrement l'effet de ces hausses plus importantes d'après Koubi et Lhommeau (2007) : un écart de 1 % de hausse de Smic générerait un différentiel d'augmentation inférieur à 0,1 % entre les deux groupes considérés en faveur du groupe situé sous le seuil. Cet « avantage » reste cependant systématiquement inférieur à celui estimé précédemment (de 0,2 à 0,4 % suivant les années et les spécifications). D'autre part, le taux de croissance du Smic baisse de près de 0,6 % entre 1996 et 1997. Dans le même temps, les deux groupes d'intérêt conservent un écart similaire de progression salariale par rapport à leurs progressions de 1994. Si ce différentiel trouvait son explication principale dans des hausses croissantes du Smic, nous devrions observer un amoindrissement du différentiel entre 1996 et 1997.

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. Les variations d'augmentation du Smic ne semblent par ailleurs pas en mesure de remettre en cause

ce constat si l'on en croit les estimations actuelles sur les effets de diffusion du Smic.

En fait, on trouve même un effet très faible, mais positif et significatif, en faveur des salariés touchés par les allègements de cotisations. Une interprétation possible serait que si les demandes de travail qualifié / non qualifié sont dans une certaine mesure substituables : les baisses de cotisations conduisent alors à augmenter la demande de travail non qualifié relativement au travail qualifié. Le prix (c'est-à-dire 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 1,5 Smic, peut être pénalisé par les baisses de cotisations. L'évaluation de l'impact salarial des allègements de cotisations par différence de différences englobe donc à la fois les effets directs évoqués jusqu'ici mais aussi de tels effets d'équilibre général.

Afin de tester la robustesse de nos résultats nous présentons une deuxième approche qui nécessite des hypothèses très faibles mais qui donne des résultats uniquement locaux au niveau du seuil considéré. En particulier, dans la mesure où cette méthode est plus robuste par rapport aux effets de diffusion du Smic, elle peut contribuer à lever une part de l'incertitude résultant de la grossièreté du calibrage précédemment utilisé pour majorer les effets de diffusion du Smic. En contrepartie, l'effet potentiellement négatif des allègements ne sera mesuré que pour la frange plus restreinte des salariés situés juste au niveau du seuil.

### **... et ce résultat est confirmé par une régression sur la discontinuité**

Cette deuxième méthode est encore plus intuitive que la première. Elle utilise explicitement le seuil situé à 1,33 Smic au-delà duquel les entreprises ne bénéficient plus de réductions de cotisations sociales. Elle consiste à tester si les augmentations de salaires des salariés situés juste au-dessus et juste en dessous du seuil sont similaires. Cette méthode repose sur l'hypothèse suivante : pour de tels salariés, en dehors du fait d'être d'un côté ou de l'autre du seuil, il n'existe pas d'autres facteurs influençant de manière significative les évolutions salariales qui varieraient de manière discontinue au niveau de ce seuil. Dans la méthode précédente, on se servait de la dimension temporelle des données pour contrôler les différences systématiques

entre les salariés touchés par les allègements et ceux qui ne l'étaient pas. Dans cette méthode, chaque estimation est conduite à date fixe et on se place au niveau du seuil en s'en écartant suffisamment peu pour que les individus situés de chaque côté soient suffisamment proches et qu'il n'y ait pas de différences systématiques entre eux. Avec cette méthode, on n'a donc pas besoin de faire l'hypothèse que les différences entre les deux groupes sont constantes dans le temps – ce qui pouvait soulever des difficultés compte tenu par exemple des différences de diffusion des hausses de Smic. En revanche, on perd en généralité sur l'effet mesuré puisque la mesure ne vaut qu'au niveau du seuil et non plus en moyenne sur la population comprise entre 1,2 et 1,33 Smic.

En pratique, la fenêtre considérée ne peut pas être trop étroite, sinon il n'y a plus suffisamment d'observations pour mener les estimations. En revanche, élargir la fenêtre expose à introduire des différences systématiques entre ceux qui sont en dessous et ceux qui sont au-dessus du seuil. Par exemple, les effets de diffusion des hausses de Smic sont décroissants et ceux qui sont en dessous du seuil sont donc plus touchés par les hausses du salaire minimum que ceux qui sont au-dessus du seuil. Mais si l'on réduit suffisamment la fenêtre d'estimation, les écarts de diffusion du Smic peuvent être considérés comme négligeables. Suivant les différentes spécifications, l'amplitude de la fenêtre varie entre 60 euros et 250 euros de salaire mensuel, c'est-à-dire entre 0,06 Smic et 0,30 Smic.

Les tests d'égalité des progressions moyennes sont effectués séparément chaque année et pour trois spécifications du modèle (cf. tableau 4). La variable dépendante est toujours la progression salariale d'une année sur l'autre. Dans la spécification la plus simple, la seule variable explicative est une indicatrice d'appartenance au groupe situé au-dessus du seuil. La deuxième spécification complète la première en tenant compte de caractéristiques observables du salarié ainsi que de son salaire de départ et du secteur d'activité, et la troisième tient compte d'effets d'entreprise fixes au cours du temps. La fenêtre la plus grande est la même que celle qui est considérée dans la méthode de différence de différences. C'est la fenêtre la plus large sur laquelle on peut mener les estimations et les résultats auxquels elle conduit sont présentés essentiellement pour juger de la robustesse de la méthode car c'est avec une fenêtre de cette ampleur qu'il y a le plus de risques d'être confronté à un problème d'hétéro-

généité entre les salariés situés au-dessus et en dessous du seuil. Il est normal que les résultats ne soient pas les mêmes que dans la première colonne du tableau 3 puisque les estimations sont menées ici année par année et que l'on ne contrôle pas les différences systématiques entre les groupes.

Avec la première spécification, on trouve des résultats assez proches de ceux obtenus avec la méthode des différences de différences : il y a toujours un effet inattendu, faible mais significatif, en faveur des salariés bénéficiant des allègements. Cet effet diminue quand on réduit la fenêtre d'estimation. Il n'est plus significatif quand on introduit des contrôles supplémentaires, en quoi cette méthode se distingue de la méthode des différences de différences.

Le test a également été effectué pour l'année 1994 : il ne met pas en évidence de différence significative, ce qui est logique puisque le seuil au-delà duquel les allègements n'ont plus cours était à cette époque de 1,2 Smic.

Il faut souligner qu'il s'agit d'une méthode qui nécessite très peu d'hypothèses et qui est donc très robuste. Essentiellement locale (2), elle conduit à des résultats qui ne peuvent être extrapolés à des salaires éloignés du seuil. Mais comme le montre l'encadré 1, on s'attend à ce que les effets potentiellement indésirables des allègements de cotisations soient les plus forts au niveau du seuil. Cette approche se justifie donc ici et donne des résultats qui vont bien dans le sens d'une absence d'effets négatifs des allègements de cotisations – du moins pour des salaires situés au voisinage du seuil.

Finalement, les allègements de cotisations sociales ne semblent donc pas avoir d'effets négatifs sur les progressions salariales au niveau du seuil de 1,33 Smic. Ce résultat n'est en fait pas très surprenant si on considère les allègements de cotisations comme un transfert net de l'État à destination de l'employeur et du salarié.

Cet article se limite cependant à 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

---

2. Dans le sens où elle n'informe que sur l'effet du seuil au niveau de ce seuil.

Tableau 4

**Impact de l'allègement de cotisations patronales sur le taux de croissance salariale (régression sur la discontinuité)**

	Modèle estimé		
	Équation (1)	Équation (2)	Équation (3)
<b>Fenêtre [1,2 Smic ; 1,5 Smic]</b>			
1994 - 210 367 obs	-0,003 (-6,58)***	-0,0003 (-0,33)	0,001 (1,69)*
1995 - 508 228 obs	-0,005 (-11,73)***	0,0001 (0,20)	0,0003 (0,55)
1996 - 511 506 obs	-0,005 (-14,89)***	0,0004 (0,81)	-0,0001 (-0,16)
1997 - 555 819 obs	-0,006 (-16,78)***	0,0000 (0,03)	0,0003 (0,56)
<b>Fenêtre [1,28 Smic ; 1,38 Smic]</b>			
1994 - 76 836 obs	-0,001 (-1,45)	0,0004 (0,33)	0,002 (1,15)
1995 - 182 806 obs	-0,002 (-3,57)***	-0,001 (-1,42)	0,0002 (0,20)
1996 - 183 849 obs	-0,001 (-2,83)***	0,001 (1,04)	0,0002 (0,21)
1997 - 200 669 obs	-0,002 (-4,01)***	-0,001 (-1,84)*	-0,001 (-1,39)
<b>Fenêtre [1,30 Smic ; 1,36 Smic]</b>			
1994 - 48 333 obs	-0,001 (-1,64)*	0,001 (0,90)	0,001 (0,35)
1995 - 116 698 obs	-0,002 (-2,86)***	-0,0006 (-0,58)	0,0000 (0,03)
1996 - 117 760 obs	-0,0004 (-0,80)	0,0001 (0,14)	-0,001 (-0,65)
1997 - 128 268 obs	-0,002 (-3,46)***	-0,001 (-1,49)	-0,002 (-1,44)
<b>Contrôles</b>			
Caractéristiques individuelles	NON	OUI	OUI
Indicatrices Secteurs	NON	OUI	NON
Indicatrices Entreprises	NON	NON	OUI

*Lecture : ce tableau présente les résultats d'un estimateur « sandwich » de Huber -White autorisant l'auto-corrélation des résidus au sein d'une même entreprise. La variable expliquée est l'augmentation relative de salaire entre la date t-1 et la date t. Les caractéristiques individuelles utilisées sont le logarithme de l'âge et le sexe. Les paramètres correspondent aux estimations des modèles (1) (première colonne), (2) (deuxième colonne) et (3) (troisième colonne). Les équations (1), (2) et (3) correspondantes sont données dans le texte. La variable dépendante est la progression salariale entre les dates t et t-1. La variable d'intérêt est l'indicatrice d'appartenance au groupe situé au-dessus du seuil. Pour chacune des trois spécifications sont reportées les estimations pour les trois fenêtres choisies autour du seuil. Entre parenthèses figurent les statistiques de Student des coefficients estimés. \*, \*\*, \*\*\* indiquent la significativité aux seuils de 10, 5 et 1 % respectivement.*

*Champ : salariés du secteur privé ayant travaillé toute l'année à temps complet dans une même entreprise au cours de deux années consécutives et dont le salaire initial est compris entre 1,2 et 1,5 Smic.*

*Source : exploitation exhaustive des déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.*

productivité relative des entreprises intenses en main-d'œuvre peu qualifiée. Ils seraient donc susceptibles de conduire à un plus faible niveau

de rémunération dans ces entreprises. De tels effets sortent évidemment du cadre de cette étude empirique. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Abowd J. et Card D. (1989)**, « On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes », *Econometrica*, vol. 57(2), pp. 411-45.
- Audenis C., Laïb N. et Roux S. (2002)**, « L'évolution de l'emploi faiblement rémunéré au cours des dix dernières années » dans *l'Économie française*, éd. 2002-2003, Insee, Le Livre de Poche, pp. 159-201.
- Audric S., Givord P. et Prost C. (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.
- Bayet A. et Demailly D. (1996)**, « Salaires et coûts salariaux : 45 ans d'évolution », *Insee première*, n° 449.
- Blanchard O. et Tirole J. (2005)**, « The Joint Design of Unemployment Insurance and Employment Protection : A First Pass », *IDEI Working Paper*, n° 258.
- Berry J.-B. (2008)**, « Les bénéficiaires de la revalorisation du Smic au 1er juillet 2007 », *Premières Informations*, n° 10.3, Dares.
- 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 », *Économie et Statistique*, n° 348, pp. 1-24.
- Crépon B. et Desplatz R. (2002)**, « Réduction des charges et emploi : « Évaluer la critique », *Revue de l'OFCE*, n° 82, pp. 231-245.
- Gubian A. (1999)**, « Six ans d'allègements de cotisations employeurs sur les bas salaires », *Bilan de la politique de l'emploi en 1998*, Dossiers de la Dares n° 3-4.
- Koubi M. et Lhommeau B. (2007)**, « Les effets de diffusion à court terme des hausses du Smic dans les grilles salariales des entreprises de dix salariés ou plus sur la période 2000-2005 », dossier de l'ouvrage *Les salaires en France*, Insee.
- Laroque G. et Salanié B. (2000)**, « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie 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.
- Lhommeau B. et Remy V. (2008)**, « Les politiques d'allègements ont-elles un effet sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires ? » *Document d'études de la Dares* n° 134.
- Malinvaud E. (1998)**, « Les cotisations sociales à la charge des employeurs », *Analyse Économique, Rapport du Conseil d'Analyse Économique*, La Documentation Française.
- Postel-Vinay F. et Turon H. (2006)**, « On-the-job Search, Productivity Shocks, and the Individual Earnings Process », Mimeo PSE.
- Rémy V. (2005)**, « Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs ? », *Dares, document d'étude*, n° 101.
- Sraer D. (2007)**, « Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale », *Document de travail de la DESE* n° G2007/01.
- Sterdyniak H. (2002)**, « Une arme miracle contre le chômage ? », *Revue de l'OFCE*, n° 81, pp. 301-315.
-

# L'essentiel de l'économie...



- Une approche synthétique et accessible à tous de l'actualité économique avec de nombreuses données européennes : population, santé, emploi, énergie...

En vente en librairie,  
à l'Insee et sur [www.insee.fr](http://www.insee.fr)

16,50 € - Collection Insee Références