

Les politiques d'allègements ont-elles un effet sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires ?

Bertrand Lhommeau et Véronique Rémy*

Cet article cherche à déterminer les effets des allègements de cotisations sociales employeur sur la politique salariale des entreprises à l'égard des travailleurs à bas salaires. Une approche théorique à l'aide d'un modèle d'appariement suggère que les allègements ont un effet ambigu sur le taux de croissance des salaires : d'un côté, le coût moyen du travail est réduit et le surplus ainsi dégagé par les entreprises peut être en partie utilisé pour accélérer la promotion salariale. De l'autre, le coût marginal du travail augmente en raison de la dégressivité des allègements, ce qui renchérit d'autant le coût d'une augmentation de salaire brut.

Ces conclusions théoriques sont rapprochées d'une estimation d'un modèle à effets fixes étudiant les déterminants du taux de croissance des salaires, réalisée pour des bas salaires (salaires mensuels inférieurs à 1,3 Smic). Cette estimation utilise un panel d'individus restés au moins trois ans dans la même entreprise, ces personnes étant suivies sur une période de vingt ans. Elle confirme l'existence des deux effets antagonistes et permet de les isoler : l'effet négatif de la progressivité du coût marginal sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires l'emporte. Cet effet négatif est moins accusé si l'on élargit la définition des bas salaires à 1,8 Smic.

* Au moment de la rédaction de cet article, Bertrand Lhommeau et Véronique Rémy appartenaient à la Dares, Mission Analyse Économique, Ministère du Travail, des Relations Sociales et de la Solidarité, 39-43 quai André Citroën 75902 Paris cedex 15. Les auteurs remercient tout particulièrement Ronan Mahieu pour son soutien au cours de leur travail, ainsi que Pascale Breuil, Dominique Goux, Bérengère Junod, Frédéric Lerais, Benoît Heitz, les deux rapporteurs anonymes de la revue et les participants de la session des JMA 2007 et du séminaire de la Dares pour leurs remarques et leurs suggestions. Ils restent seuls responsables des erreurs éventuelles qui pourraient subsister dans cet article.

Les allègements de cotisations sociales employeur mis en œuvre à partir de 1993 avaient pour objectif principal de lutter contre le chômage des travailleurs peu qualifiés tout en maintenant le niveau du salaire minimum. La qualification des travailleurs et des emplois constituant un critère difficile à définir et à contrôler, ces allègements ont été destinés aux travailleurs à bas salaires. La première priorité de ces mesures était d'améliorer les perspectives d'emploi de ces derniers. Néanmoins, ces dispositifs ont pu affecter les trajectoires salariales des personnes concernées ou non par de tels allègements dans la mesure où ils agissent sur le coût du travail. En effet, ils sont susceptibles d'avoir contribué à modifier la politique d'embauche des entreprises et par voie de conséquence les caractéristiques des individus nouvellement employés ainsi que la mobilité salariale des travailleurs déjà employés. De plus, les allègements venant augmenter le surplus de l'entreprise, l'employeur a pu décider d'augmenter les salaires de tout ou partie de ses salariés, qu'ils soient ou non éligibles aux allègements.

Pour déterminer le degré de ciblage souhaitable de la politique d'allègement, plusieurs effets doivent être pris en compte, notamment, l'effet d'assiette et l'effet de trappe à bas salaires. L'effet d'assiette se traduit par le fait qu'un budget donné affecté à la politique de l'emploi est d'autant plus efficace qu'il concerne des travailleurs percevant une rémunération proche du salaire minimum (CSERC, 1996, L'Horty, 2000). En effet, la baisse du coût du travail induite par les allègements est d'autant plus forte et les emplois créés d'autant plus nombreux que les travailleurs sont faiblement rémunérés. De plus, l'élasticité de la demande de travail par rapport à son coût est plus élevée pour les travailleurs faiblement qualifiés (Hamermesh, 1993 ; Dormont et Pauchet, 1997). Cependant, l'effet potentiel de trappe à bas salaires des mesures d'allègement modère le degré de ciblage souhaitable. En présence d'allègements, le coût du travail des salariés augmente plus que proportionnellement à la hausse des salaires accordée par l'entreprise. Cette progressivité risque de freiner les carrières salariales des intéressés et même, dans le cas le plus défavorable, de les enfermer dans une trappe à bas salaires, les employeurs étant plus réticents à augmenter leur rémunération en raison du surcoût qu'ils encourent (Malinvaud, 1998). L'éventualité de telles trappes plaide en faveur d'un élargissement de la fenêtre d'exonération et d'une réduction de l'ampleur des allègements afin de limiter la progressivité du

coût du travail (1). Aussi les mesures mises en place depuis 1993 ont-elles joué sur ces deux paramètres de la politique d'allègements.

La majorité des études sur les allègements portent sur la mesure de leurs effets sur l'emploi. Elles concluent à leur efficacité pour augmenter l'emploi peu qualifié (2). Les études cherchant à évaluer explicitement l'effet des allègements sur les trajectoires salariales des individus déjà présents dans l'entreprise sont en revanche à ce jour peu nombreuses. Audenis, Laïb et Roux (2002) analysent l'évolution des salaires à l'embauche et les perspectives d'emploi et de salaires des personnes faiblement rémunérées à la suite de l'instauration des allègements de cotisations employeurs. Les auteurs constatent qu'il existe effectivement une certaine persistance de l'état de travailleur à bas salaire dans la mesure où l'on a plus de chances de percevoir un bas salaire une année donnée si c'était déjà le cas l'année précédente. Néanmoins, ce risque ne semble pas s'être aggravé avec les allègements. En effet, la décote salariale liée au fait d'avoir perçu auparavant un salaire de faible niveau est comparable en 2001 et en 1991. Les auteurs attribuent cette apparente absence de trappe à bas salaires aux augmentations du salaire minimum, susceptibles d'avoir compensé le ralentissement des hausses de salaires induit par les allègements.

Plus récemment, Aeberhardt et Sraer (2010, dans ce numéro) étudient dans quelle mesure les trajectoires salariales des individus à bas salaire ont pu être affectées par les allègements de cotisations sociales patronales mis en place entre 1994 et 1997 en utilisant les DADS (déclarations annuelles de données sociales) exhaustives sur la période 1994-1997. Les auteurs constatent qu'en 1997 le taux de croissance des salaires entre t et $t + 1$ est plus élevé pour les individus à temps complet faiblement rémunérés (ayant un salaire inférieur à 1,33 Smic) que pour les salariés non éligibles aux allègements et situés immédiatement au-dessus dans la hiérarchie des salaires (à savoir les salariés rémunérés entre 1,33 et 1,6 Smic). Les premiers ont également davantage de chances d'être augmentés en 1997 qu'en 1994, date à laquelle

1. Cette progressivité varie avec la forme que prennent les allègements : elle est plus forte lorsqu'ils fonctionnent par palier que lorsqu'ils sont dégressifs. Dans le cas d'une ristourne dégressive, telle qu'elle existe actuellement, l'effet de seuil lié à la perte de l'allègement au-delà d'un certain niveau de salaire est moindre, l'augmentation du coût salarial étant plus régulièrement répartie (L'Horty, 2000).

2. Cf. les travaux de Crépon et Desplatz (2001), Gafsi, L'Horty et Mihoubi (2005) et Jamet (2005).

les allègements étaient moins conséquents que trois ans plus tard (3). Au sein de la population bénéficiant des allègements, les salariés rémunérés à un salaire proche du Smic ont davantage de chances d'être augmentés que les salariés proches du seuil d'extinction des allègements. Enfin, Aeberhardt et Sraer comparent l'évolution du taux de croissance des salaires entre 1984-1988 et 1994-1998 pour des individus ayant des caractéristiques observables proches et concluent que le différentiel de taux de croissance des salaires entre un individu rémunéré à un salaire inférieur à 1,33 Smic et un individu rémunéré à un salaire compris entre 1,33 et 1,6 Smic sur la période 1984-1988 n'est pas significativement différent de ce même différentiel sur la période 1994-1998. Ils en concluent que la politique d'allègements ne semble pas avoir significativement ralenti les trajectoires salariales des individus à bas salaires. Néanmoins, la technique de double différence utilisée ne permet pas de différencier dans l'évolution des salaires ce qui relève de la croissance du Smic (forte sur la période) des conséquences des allègements. Or, les hausses du Smic sont susceptibles d'affecter différemment les salariés au voisinage du Smic et ceux qui en sont plus éloignés.

En nous inspirant de l'article de Buchinsky, Fields, Fougère et Kramarz (2003), nous proposons ici une nouvelle évaluation des effets des allègements sur la mobilité salariale dans une approche privilégiant la dimension entreprise. L'objet de cette étude n'est pas d'analyser l'évolution des carrières salariales des travailleurs à bas salaire à la suite de la mise en place des allègements, mais d'évaluer dans quelle mesure les différentes politiques d'allègements mises en œuvre depuis 1993 ont pu modifier la politique salariale pratiquée par les entreprises en ayant bénéficié. De plus, contrairement aux études précédemment citées, les allègements sont spécifiquement introduits comme facteur explicatif de la mobilité salariale et leurs effets sont différenciés selon deux dimensions : la progressivité qu'ils induisent sur le coût du travail et leur intensité, à savoir leur importance par rapport à la masse salariale versée par la firme. Nous étudions également l'effet des différentes générations d'allègements au cours de la période contrairement à Aeberhardt et Sraer (2010) qui n'examinent que la première vague d'allègements (1994-1997).

Le cadre théorique d'un modèle d'appariement permet dans un premier temps de déterminer les effets attendus des allègements de cotisations sociales sur la mobilité salariale. L'évolution de

cette dernière (notamment en ce qui concerne les faibles rémunérations) est ensuite appréhendée au moyen d'indicateurs simples de la seconde moitié des années 1980 jusqu'au début des années 2000. Ces estimations sont effectuées à partir du panel DADS de l'Insee. On tente enfin d'estimer le rôle des différents facteurs susceptibles d'affecter la mobilité salariale, au nombre desquels les allègements de cotisations.

L'approche théorique : les allègements ont des effets antagonistes et ambigus sur la mobilité salariale

Pour expliciter les mécanismes par lesquels les allègements et les autres variables d'intérêt influencent le salaire négocié, nous reprenons le cadre développé par Doisy *et al.* (2004) et Gianella (2006) en explicitant la forme prise par les allègements. La description du modèle d'appariement est donnée en annexe. L'employeur est susceptible de pourvoir un poste peu qualifié avec un travailleur peu qualifié non expérimenté avec une probabilité $h(\theta)$ (θ est la tension sur le marché du travail) et l'emploi a alors une productivité y_{ne} . Ce salarié est supposé rémunéré au salaire minimum $w_{ne} = \underline{w}$. Les chances pour l'employeur de pourvoir le poste dépendent négativement de la tension sur le marché du travail θ . Cette dernière correspond au rapport du nombre d'emplois vacants offerts sur le nombre de chômeurs. Lorsqu'il occupe le poste, le salarié peu qualifié non expérimenté est susceptible de devenir expérimenté avec une probabilité μ (probabilité d'être promu) et est alors rémunéré au salaire w_e . L'emploi occupé par un travailleur peu qualifié expérimenté a une productivité y_e (avec $y_{ne} < y_e$). Le travailleur peu qualifié non expérimenté est également susceptible de perdre son emploi avec une probabilité λ_{ne} , cette probabilité diminuant lorsqu'il devient expérimenté sur son poste $\lambda_e < \lambda_{ne}$. Les allègements pour les salariés expérimentés et non expérimentés prennent la forme suivante :

$$A_{ne} = \underline{w}\tau_A + \underline{A} \quad (1)$$

$$A_e = \tau_A / (p - 1)[p\underline{w} - w_e] + \underline{A} \quad (2)$$

3. Avec cette stratégie, les auteurs étudient le différentiel de taux de croissance à une période où les allègements étaient déjà en place ce qui est susceptible d'affecter les conclusions quant à la mobilité salariale en présence ou en l'absence d'allègement.

avec τ_A , le taux d'allégement, p , le seuil d'extinction de l'allégement et \underline{A} , un allégement forfaitaire. Ces formules permettent de rendre compte des différentes formes prises par les allégements. Les valeurs des paramètres pour les allégements en vigueur (allégements Fillon) sont les suivantes : il n'existe pas d'allégement forfaitaire, $\underline{A} = 0$, et le taux maximal d'allégement est de 26 points de cotisations au niveau du Smic (ou 28,1 points pour les entreprises de moins de 20 salariés à partir de juillet 2007), ainsi $\tau_A = 0,26$. Le seuil d'extinction de l'allégement est à hauteur de 1,6 Smic, soit $p = 1,6$.

Les allégements n'ont pas d'effet sur le salaire des travailleurs peu qualifiés non expérimentés dans la mesure où ces derniers sont rémunérés au salaire minimum. Ils sont en revanche susceptibles d'affecter le salaire négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés w_e . Ce salaire d'équilibre dépend directement des différentes variables du modèle mais aussi indirectement de certaines de ces dernières par le biais du taux de promotion (cf. annexe). Le taux de promotion est fixé par l'entreprise de manière à maximiser le gain qu'elle tire de l'emploi d'un travailleur peu qualifié non expérimenté. Doisy, Duchêne et Gianella (2004) montrent que le salaire d'équilibre des travailleurs peu qualifiés expérimentés w_e dépend positivement de la tension sur le marché du travail θ dans la mesure où une augmentation de cette dernière implique davantage de perspectives d'emploi alternatives et ainsi une meilleure position des salariés dans la négociation salariale puisque leur situation en cas d'échec des négociations est améliorée.

Les paramètres entrant dans le calcul des allégements et susceptibles d'influencer le salaire d'équilibre négocié par les travailleurs expérimentés sont les suivants : le niveau du salaire minimum \underline{w} , le taux d'allégement τ_A , le seuil de sortie des allégements p et le niveau de l'allégement forfaitaire \underline{A} (ces trois derniers paramètres n'ont pas été étudiés par Doisy *et al.*). Comme on l'a vu, le salaire négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés dépend des variables d'intérêt directement, mais également indirectement, par le biais du taux de promotion.

Un accroissement du salaire minimum \underline{w} a un effet direct et un effet indirect sur le salaire négocié, et ces deux effets sont positifs. En effet, le salaire obtenu par les salariés expérimentés augmente d'abord par le biais de l'effet de diffusion du salaire minimum mis en évidence par Doisy *et al.* (2004) (cf. annexe, deuxième terme de l'équation (9)). L'expression analytique du

salaire négocié montre d'ailleurs que l'augmentation de celui-ci imputable à cet effet de diffusion est moins que proportionnelle à celle du salaire minimum. Le fait d'intégrer la forme spécifique des allégements conduit à un effet supplémentaire d'une hausse du salaire minimum sur le salaire d'équilibre des travailleurs expérimentés : en effet, les allégements sont indexés sur le salaire minimum et une revalorisation de ce dernier conduit à accroître leur montant. Il en résulte une hausse du surplus tiré de l'emploi et ainsi une marge de manœuvre supplémentaire pour augmenter les salaires. L'effet indirect est également positif dans la mesure où une hausse de \underline{w} revient à augmenter le différentiel de gain pour l'employeur entre le fait de pourvoir son emploi par un travailleur expérimenté et par un travailleur non expérimenté et l'incite ainsi à davantage promouvoir les travailleurs peu expérimentés (en effet, le différentiel de coût du travail entre un salarié expérimenté et un salarié non expérimenté diminue avec la hausse du salaire minimum). L'effet global d'une hausse du salaire minimum sur w_e est ainsi positif.

Une hausse de l'allégement peut être obtenue en augmentant le taux de l'allégement τ_A ou le seuil d'extinction p . L'effet direct d'une hausse du taux d'allégement τ_A sur le salaire négocié par les travailleurs expérimentés est ambigu : il dépend de l'écart entre la productivité des travailleurs expérimentés y_e et le coût du travail correspondant au plafond de rémunération au-dessus duquel le dispositif d'allégement ne joue plus (à savoir $p\underline{w}$ avec p le seuil d'extinction, cf. *supra*). Ainsi, si la condition $p\underline{w}(1 + \tau) - \underline{A} > y_e$ n'est pas vérifiée (4), une hausse du taux d'allégement conduit à une baisse du salaire négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés et il existe un risque de trappe à bas salaires pour ces travailleurs. En effet, d'une part, une hausse du taux de l'allégement induit une augmentation du surplus à partager entre le travailleur et l'entreprise, ce qui a un effet favorable sur le salaire négocié. En revanche, elle renchérit le coût d'une augmentation de salaire dans la mesure où la perte d'allégement qui en résulte est plus importante. L'effet indirect sur le taux de promotion est négatif dans la mesure où une hausse du taux d'allégement accroît le différentiel de coût du travail entre un travailleur expérimenté et un travailleur peu expérimenté. Ainsi, une hausse du taux d'allégement est susceptible de conduire à une situation de trappe à bas salaires par deux canaux : celui du salaire

4. Cette condition assure que w_e est une fonction croissante de τ_A . Se reporter à l'équation (9) de l'annexe.

négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés w_e et celui de la probabilité d'accéder à des postes mieux rémunérés μ .

Les résultats de la simulation confirment ce résultat théorique : lorsque l'on augmente le taux maximum de l'allègement, le seuil d'extinction de ce dernier étant donné, le salaire négocié par les travailleurs expérimentés diminue ainsi que le taux de promotion des salariés non expérimentés et par conséquent le salaire moyen (cf. graphique I-A). Dans le cas du barème avec un seuil d'extinction de 1,6 Smic, le salaire négocié augmente ; en effet, la condition $p_w(1 + \tau) - \underline{A} > y_e$ est vérifiée pour cette valeur du seuil (cf. tableau 1).

Une hausse de l'allègement forfaitaire \underline{A} a un effet favorable sur le salaire négocié dans la mesure où il accroît le surplus tiré de l'emploi de la même manière quel que soit ce salaire négocié. *A priori*, il n'a aucun effet indirect sur ce dernier, dans la mesure où il ne modifie pas le différentiel de coût du travail entre un salarié expérimenté et non expérimenté, puisqu'il est identique quel que soit le salaire perçu par le salarié. Néanmoins, l'allègement forfaitaire induisant une hausse du salaire négocié, le taux de promotion des salariés non expérimentés diminue et le salaire moyen est ainsi pratiquement inchangé : la hausse du salaire négocié compense la baisse du taux de promotion.

Enfin, une hausse du seuil d'extinction p induit une augmentation non ambiguë du salaire négocié. En effet, le niveau de l'allègement est augmenté quel que soit le niveau de salaire négocié inférieur à p_w , le surplus tiré de l'emploi est donc accru pour tous les niveaux de salaire inférieurs au nouveau seuil d'extinction de l'allègement. Néanmoins, comme le montrent les résultats de la simulation, la hausse de p conduit à diminuer les chances de promotion du salarié rémunéré au salaire minimum. Cette hausse devrait réduire *a priori* le différentiel de coût du

travail entre un salarié expérimenté et un salarié rémunéré au salaire minimum, le salaire négocié par les travailleurs expérimentés étant inchangé (puisque l'allègement est plus important pour toutes les valeurs du salaire négocié) et ainsi induire une augmentation du taux de promotion. Cependant, à la suite de la hausse de p , le salaire négocié augmente, ce qui renchérit le coût du travail des salariés expérimentés et réduit au final les chances de promotion des salariés non expérimentés (cf. graphique I-B). Ainsi, une augmentation du seuil d'extinction du barème p a un effet positif sur le salaire moyen mais moins marqué que celui sur le salaire négocié par les travailleurs expérimentés.

Un ralentissement de la mobilité salariale au début des années 1990

On se propose dans ce qui suit d'estimer les effets des allègements sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires. Il s'agit donc de confronter quelques-uns des effets théoriquement attendus d'une modification des paramètres de l'allègement avec les effets effectivement enregistrés, en raison de l'évolution historique du barème des allègements (cf. encadré 1 pour un aperçu détaillé de cet historique). Cette évolution est décrite au niveau de l'entreprise au moyen de deux indicateurs. Le premier, l'intensité d'allègement est mesuré par le ratio montant des allègements sur masse salariale de l'entreprise (cet indicateur est calculé en moyenne sur les années t et $t + 1$). La progressivité est abordée ici par le second, calculé de la manière suivante : augmentation du coût du travail si l'on augmente le salaire brut de 1 %. Ensuite, nous chercherons à estimer les effets des allègements sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires. Augmenter le taux d'allègement τ_A revient à accroître la dégressivité

Tableau 1
Effet de la forme du barème sur le salaire négocié par les travailleurs expérimentés et le salaire moyen

Forme de l'allègement	Salaire négocié (w_e)	Taux de promotion (μ)	Salaire moyen
$(\tau_A = 18,2 \% ; p = 1,3)$	- 1,9	- 33,3	- 2,8
$(\tau_A = 26 \% ; p = 1,6)$	1,3	- 53,3	- 3,2
$\underline{A} = 600$	1,6	- 10,1	0,2

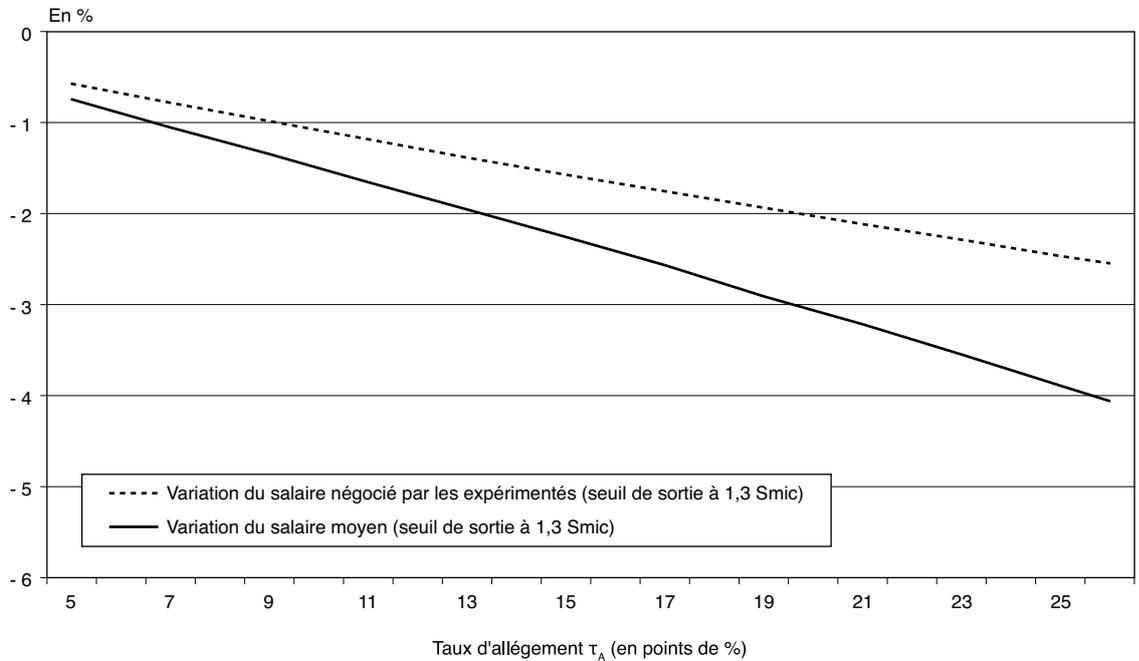
Lecture : le salaire négocié diminue de 1,9 % avec un allègement de cotisations atteignant 18,2 % du salaire minimum et s'éteignant à 1,3 fois le salaire minimum par rapport à une situation de référence sans allègement selon le modèle d'appariement décrit en annexe. Source : calculs des auteurs.

de l'allègement et donc la progressivité du coût du travail ainsi que l'intensité de l'allègement. Une hausse du seuil de sortie de l'allègement

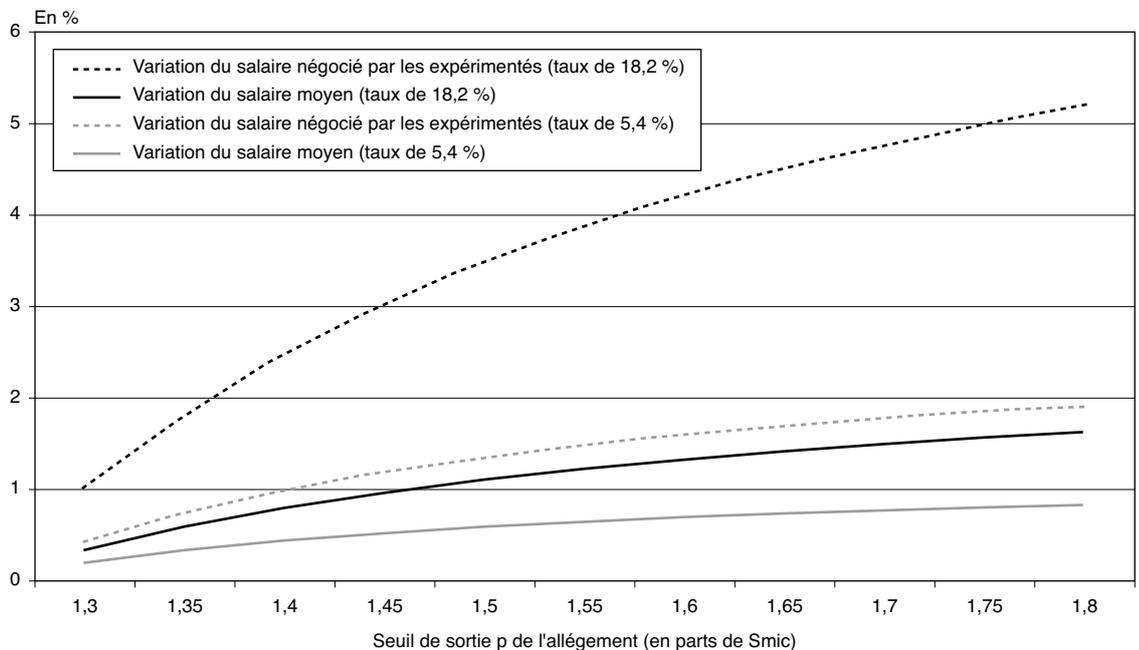
p revient quant à elle, à accroître l'intensité de l'allègement dans la mesure où le niveau de l'allègement est accru quel que soit le niveau

Graphique I
Conséquences d'une modification des paramètres de l'allègement

A-Effet d'une hausse du taux d'allègement sur les salaires



B - Effet d'une hausse du seuil de sortie de l'allègement sur les salaires selon le taux de l'allègement



Lecture : graphique I-A : lorsque le taux maximum d'allègement, τ_A , passe de 6 points à 7 points (le seuil d'extinction de l'allègement p étant fixé à 1,3), la baisse du salaire négocié passe de - 0,6 % à - 0,7 % tandis que le salaire moyen diminue de - 1 % au lieu de - 0,9 % précédemment. La baisse est évaluée par rapport à une situation de référence sans allègement.

graphique I-B : lorsque le seuil d'extinction de l'allègement p passe de 1,4 à 1,45 (le taux maximum de l'allègement τ_A étant fixé à 18,2 points), la hausse du salaire négocié passe de + 2,5 % à + 3 % tandis que le salaire moyen augmente de + 1 % au lieu de + 0,8 % précédemment. La baisse est ici évaluée par rapport à une situation de référence où le seuil d'extinction de l'allègement est de 1,25, son taux maximum étant de 18,2 points.

Source : calculs des auteurs.

de salaire négocié et diminue la progressivité du coût du travail. Un allègement forfaitaire \underline{A} induit une hausse de l'intensité d'allègement et ne modifie pas la progressivité.

Pour apprécier l'évolution de la mobilité salariale entre les deux dates t et $t + 2$, on limite dans ce qui suit le champ d'analyse aux salariés qui restent dans la même entreprise durant cette période

Encadré 1

DEUX LOGIQUES POUR LES ALLÈGEMENTS DE COTISATIONS SOCIALES PATRONALES

À la différence des précédentes mesures, la politique d'allègements de cotisations patronales engagée à compter de 1993 est générale et vise à modifier durablement les décisions des employeurs et, donc, à long terme, à améliorer l'employabilité des moins qualifiés (CSERC, 1996) (cf. tableau ci-dessous). La politique d'allègement des cotisations introduite en juillet 1993 est ciblée sur les plus bas salaires mensuels (Gubian, 1999) et reste réservée à cette catégorie de travailleurs jusqu'en 1998. Des dispositifs spécifiques pour l'emploi de salariés à temps partiel ont été introduits parallèlement (pour une description détaillée des barèmes d'allègements ainsi que de leur répartition (voir Lhommeau

et Rémy (2008)). À partir de cette date, de nouveaux allègements sont mis en place afin d'atténuer la majoration du coût horaire du travail liée à la RTT et d'accélérer la mise en œuvre de cette réduction initiée avec le dispositif Robien en 1996 (Lhommeau et Rémy, 2007). Même si leur forme varie, l'ensemble des allègements associés à la RTT ont un point commun : ils ne s'appliquent pas uniquement aux salariés à bas salaires dans la mesure où ils ne sont pas conditionnés au salaire versé par l'employeur. La loi Fillon met en œuvre à partir de juillet 2003 une harmonisation des dispositifs qui vise à faire converger en juillet 2005 le Smic avec les différentes garanties mensuelles de rémunération.

Les différents dispositifs d'allègement mis en place depuis 1993

Date	Mesure	Principe	Profil du barème pour un emploi à temps complet, hors abattement temps partiel (1)
1 ^{er} juillet 1993	Exonération famille 1993	Exonération totale des cotisations sociales familiales de 1 à 1,1 Smic mensuel (5,4 points de cotisation) et de moitié de 1,1 à 1,2 Smic mensuel (2,7 points de cotisations)	
1 ^{er} janvier 1995	Exonération famille 1994	Idem mais décalage des seuils de 1,1 à 1,2 Smic et de 1,2 à 1,3 Smic	
1 ^{er} septembre 1995	Ristourne Juppé 1	Réduction dégressive de cotisations sociales au titre de l'assurance maladie jusqu'à 1,2 Smic mensuel (12,8 points de cotisation) ; contrairement aux allocations familiales, cette réduction est proratisée avec plafonnement pour les travailleurs à temps partiel, c'est-à-dire que l'allègement est maximum pour les salaires inférieurs à 1 Smic mensuel puis proratisé ensuite. Cet allègement est cumulable avec l'exonération famille.	
11 juin 1996	Allègement Robien	Cet allègement versé pendant 7 ans est conditionnel à une réduction du temps de travail d'au moins 10 %, à une augmentation des effectifs d'au moins 10 %. Il s'élève à 40 % des cotisations patronales de sécurité sociale la première année et à 30 % les années suivantes et peut être majoré sous certaines conditions. Cet allègement est cumulable avec la ristourne Juppé.	
1 ^{er} octobre 1996	Ristourne Juppé 2	Fusion des deux mesures en une ristourne dégressive unique sur l'ensemble des cotisations d'assurance sociale à la charge des employeurs équivalent à 18,2 % de cotisations au niveau du Smic mensuel et s'annulant à 1,33 Smic. Cette ristourne est complètement déproratisée.	
1 ^{er} janvier 1998	Ristourne Juppé 3	Idem, mais le seuil est ramené à 1,3 Smic. De plus, l'allègement est proratisé par le taux de temps partiel appliqué à l'allègement précédent.	
13 juin 1998	Allègement Aubry I	L'allègement Aubry I attribué pour cinq ans, nécessite la signature d'un accord d'entreprise ou d'établissement organisant la RTT, la réduction du temps de travail d'au moins 10 % et l'embauche ou la préservation d'au moins 6 % des emplois. Les aides incitatives sont forfaitaires et décroissent au fur et à mesure. A la fin de la période de versement, un abattement structurel de l'ordre de 600 euros est attribué par salarié. Cet allègement est cumulable avec la ristourne Juppé. Les aides sont proratisées pour les travailleurs à temps partiel.	



de trois ans (cf. encadré 2). On construit ainsi une série de courts panels cylindrés sur trois ans. D'une part, il ne s'agit pas ici d'étudier les effets éventuels sur l'emploi (et donc sur les nouvelles embauches) des allègements. D'autre part, on ne cherche pas non plus à étudier les modifications des trajectoires individuelles des salariés qui seraient dues aux allègements (en d'autres termes, on ne s'intéresse pas aux évolutions de la probabilité des travailleurs occupant des emplois à bas salaires de perdre leur emploi ou de changer d'entreprise (Audenis *et al.*, 2002)).

Une progression de la part des emplois à bas salaires

Sur ce champ restreint, la part des emplois dont la rémunération mensuelle est inférieure à 1,3 fois le Smic augmente significativement au début des années 1990 alors qu'elle était plutôt déclinante à la fin des années 1980. Cette évolution est également observée pour l'ensemble des salariés (y compris ceux qui changent d'entreprise) : entre 1989 et 1998, la part des bas salaires passe de 21 % à 25 %. Cela s'explique en partie par la progression de l'emploi à temps partiel sur la période (Lhommeau, 2005) ; les premiers barèmes d'allègements de cotisations sont très favorables à l'emploi à temps partiel. Par ailleurs, l'embauche de salariés à temps par-

tiel ou la conversion d'emplois à temps complet en emplois à temps partiel sont encouragées par des dispositifs spécifiques (cf. encadré 1) (Lhommeau et Rémy, 2008). Or, ces emplois, souvent peu qualifiés, cumulent faible rémunération horaire et faible durée de travail et viennent donc grossir les rangs des faibles rémunérations mensuelles.

La dynamique de l'emploi à temps partiel n'explique pas toutefois à elle seule la diffusion des bas salaires. En effet, la part des bas salaires dans les salariés à temps complet augmente également au début des années 1990 (cf. graphique II). Cette progression coïncide avec l'instauration des allègements de cotisations sur les bas salaires. Elle ne peut s'expliquer totalement par le changement de structure de qualification. En effet, la part de l'emploi non qualifié dans l'emploi total, qui baissait tendanciellement depuis plus de 20 ans, se stabilise à partir de 1993 – du moins sur le champ retenu ici à savoir celui des salariés restant au moins trois ans dans la même entreprise.

Un ralentissement de la mobilité des bas salaires

La progression de la part des emplois rémunérés au mieux à hauteur de 1,3 Smic à temps complet au milieu des années 1990 résulte de la conjonc-

Encadré 1 (suite)			
Les différents dispositifs d'allègement mis en place depuis 1993			
Date	Mesure	Principe	Profil du barème pour un emploi à temps complet, hors abattement temps partiel (1)
19 janvier 2000	Allègement Aubry II	Cet allègement est conditionné à la signature d'un accord de réduction du temps de travail majoritaire spécifiant le nombre d'emplois créés. La partie allègements bas salaires vient s'ajouter à l'aide structurelle (forfaitaire et indépendante de la rémunération perçue) pour réduire le coût du travail des salariés percevant environ jusqu'à 1,8 Smic mensuel. Cette aide est dégressive, maximale au niveau du Smic (réduction de 26 points de cotisations) et s'applique aux entreprises passées à 35 heures.	
1 ^{er} juillet 2003	Fillon	Réduction dégressive de cotisations sociales employeur de 26 points au niveau du Smic horaire et s'annulant à 1,7 Smic horaire dans sa version finale. Dans sa phase transitoire : du 30 juin 2003 au 1 ^{er} juillet 2004 : taux de 20,8 points et seuil de 1,5 puis du 1 ^{er} juillet 2004 au 30 juin 2005 : taux de 23,4 points et seuil de 1,6 Smic. Le dispositif final s'applique à l'ensemble des entreprises à partir du 1 ^{er} juillet 2005.	
décembre 2004		Idem mais le seuil final est ramené à 1,6 Smic.	
1. Ces graphiques représentent le cumul des mesures auxquelles peut prétendre l'entreprise bénéficiant de la mesure introduite l'année en question. Par exemple, en 1996, le graphique inclut le cumul de l'aide Robien et de la RBS que les entreprises bénéficiant de l'aide Robien pouvaient percevoir.			
Lecture : pour le secteur de l'hôtellerie restauration et celui des chauffeurs routiers longue distance, les ristournes Juppé 2 et 3 sont majorées. De plus, un allègement textile spécifique se substituant à la RBS a été mis en place de 1996 à 1999 (taux de 29,4 % jusqu'à 1,5 Smic).			
Source : Gubian (1999) complété par les auteurs.			

Encadré 2

MESURER LA MOBILITÉ SALARIALE INTRA-ENTREPRISE

Dans cet article, ce sont les mobilités salariales à l'intérieur des entreprises qui ont été étudiées, car il s'agit bien de mesurer un changement dans la politique salariale des employeurs et non pas une modification des trajectoires salariales individuelles des salariés. Les allègements de cotisations patronales peuvent avoir théoriquement un effet sur l'évolution des salaires, mais ces effets doivent jouer à moyen terme lorsque les entreprises ont intégré un changement durable du coût salarial. C'est la raison pour laquelle on privilégie ici une mobilité entre l'année t et l'année $t + 2$. Le fait de se limiter aux trajectoires des salariés restés durablement dans l'entreprise peut être à l'origine d'un biais dans la mesure de la mobilité salariale puisque ces derniers sont davantage susceptibles d'être promus. Ce biais peut également jouer en sens inverse si l'on considère que la mobilité salariale s'effectue essentiellement lors des changements d'entreprises.

Cette sélection permet également de limiter le biais qui serait lié à un changement de structure des embauches de travailleurs à bas salaires à la suite de la mise en place des allègements. En particulier, sont ainsi exclues les trajectoires les plus précaires qui pourraient apparaître avec la mise en place d'allègements permettant l'embauche de nouveaux salariés non qualifiés avec de piètres perspectives salariales (hétérogénéité individuelle inobservée des salariés embauchés par rapport aux anciens).

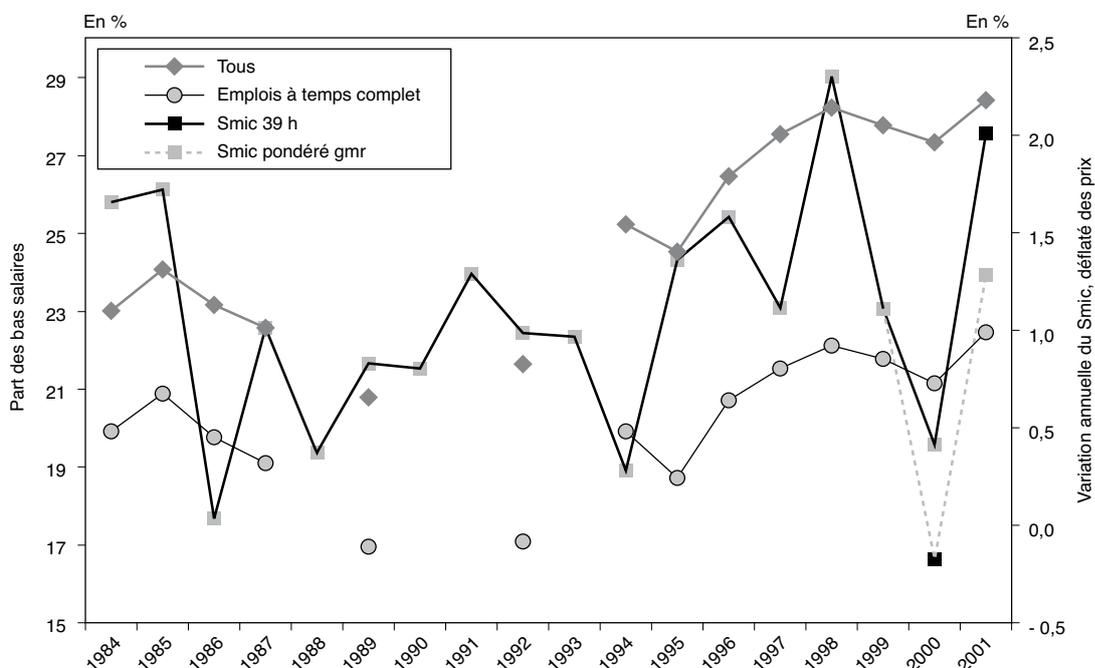
Cette mobilité peut être mesurée par une grande variété d'indicateurs : par exemple, la mobilité des salaires en niveau (nominaux ou déflatés des prix, du Smic,...) ou en relatif (transition d'un quantile à l'autre). Ces indicateurs ne conduisent pas forcément au même diagnostic (Buchinsky, Fields, Fougère et Kramarz (2003)). Dans cette étude, les indicateurs en euros ont été privilégiés.

Deux indicateurs simples ont ainsi été retenus pour apprécier l'évolution de la mobilité salariale des bas salaires. D'une part, le taux de croissance du salaire entre t et $t + 2$ déflaté de l'évolution des prix pour les rémunérations inférieures à un seuil relatif au Smic mensuel (le plus souvent 1,3 Smic). Ce taux se calcule de la manière suivante :

$$[w_{t+2}^{bs}/ip_{t+2} - w_t^{bs}/ip_t] / (w_t^{bs}/ip_t)$$

avec $w_t^{bs} \leq 1,3$ Smic et ip l'indice des prix. D'autre part, l'évolution entre t et $t + 2$ de la « sortie » des bas salaires, entendue comme la part des salariés dont la rémunération est inférieure à un seuil donné, exprimé relativement au Smic mensuel à une date t , qui gagnent davantage que ce seuil en $t + 2$. Le taux de sortie des bas salaires entre t et $t + 2$ dans l'entreprise i est défini ainsi : nombre de travailleurs percevant un salaire mensuel brut $> 1,3$ Smic dans l'entreprise i en $t + 2$ alors qu'ils percevaient un salaire $\leq 1,3$ Smic en t / nombre de travailleurs percevant un salaire mensuel $\leq 1,3$ Smic dans l'entreprise i en t .

Graphique II
Part des bas salaires dans les salariés qui restent trois ans et plus dans la même entreprise



Lecture : en 1984, 23 % des salariés sont rémunérés au mieux à hauteur de 1,3 Smic à temps complet (échelle de gauche). La même année, le Smic horaire progressait de 1,7 % déflaté de l'indice des prix (échelle de droite). En fin de période, on distingue l'évolution du Smic pour 39 heures et l'évolution dite Smic pondéré GMR qui est la somme du Smic et des garanties mensuelles de rémunérations liées au passage à 35 heures pondérées par les effectifs des entreprises concernées.

Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.

Source : panel DADS 1984-2001, Insee ; calculs Dares. Les valeurs manquantes sont liées au fait que les données du panel DADS ne sont pas exploitables en 1990 et en 1993.

tion de trois phénomènes : l'accélération de la diffusion du temps partiel, la stabilisation de l'emploi faiblement qualifié dans l'ensemble des emplois et le ralentissement de la mobilité salariale des plus bas salaires à l'intérieur des entreprises.

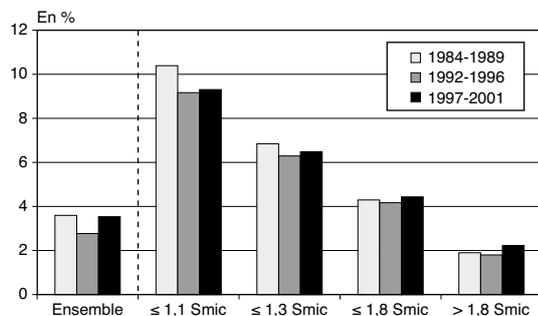
Mesurés pour l'ensemble des salariés restés dans la même entreprise trois années consécutives, les gains annuels de salaire réel moyen (déflatés par un indice des prix à la consommation incorporant le prix du tabac) (5) diminuent de 0,9 point entre la fin des années 1980 et le milieu des années 1990 (+ 3,6 % à + 2,7 %) (cf. graphique III-A). Le ralentissement affecte surtout le bas de la distribution des salaires. Pour les

salaires inférieurs à 1,1 Smic mensuel, la baisse atteint 1,2 point par an tandis qu'elle est limitée à 0,1 point pour les salaires supérieurs à 1,8 Smic (les modes de détermination du Smic et des GMR sont précisés dans l'encadré 3). La croissance des salaires s'accélère de nouveau à la fin des années 1990 : sur la période 1997-2001, le taux de croissance moyen retrouve son niveau de la fin des années 1980. Les salaires à temps complet sont légèrement plus dynamiques (cf. graphique III-B).

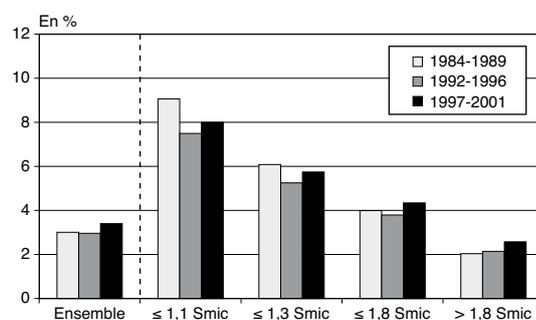
5. Le taux de croissance moyen des salaires réels entre t et t+2 au sein d'une entreprise correspond à la moyenne simple des taux de croissance individuels des salaires. Ces taux sont ensuite agrégés au niveau de la cellule par une moyenne simple.

Graphique III
Taux de croissance annualisé du salaire des salariés qui restent trois ans et plus dans la même entreprise

A - Ensemble des salariés



B - Salariés à temps complet



Lecture : A : sur la période 1984 à 1989 (année initiale t), le salaire des salariés restés trois ans dans la même entreprise a augmenté de 3,6 % en moyenne annualisée entre t et t + 2. B : sur la période 1984 à 1989 (année initiale t), le salaire des salariés à temps complet restés trois ans dans la même entreprise a augmenté de 3,0 % en moyenne annualisée entre t et t + 2.

Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.

Source : panel DADS 1984-2003, Insee ; calculs Dares.

Encadré 3

LE SMIC ET LES GARANTIES MENSUELLES DE RÉMUNÉRATION

Le Smic (salaire minimum interprofessionnel de croissance) est un salaire horaire dont le montant est réévalué par décret au 1^{er} juillet de chaque année après avis de la Commission nationale de la négociation collective (CNCC). Il est indexé sur l'évolution des prix à la consommation (hors tabac) et sur la moitié de la croissance du pouvoir d'achat du salaire horaire de base ouvrier (SHBO).

Dans le cadre de la réduction du temps de travail (RTT), la loi du 19 janvier 2000, dite *loi Aubry 2* a posé le principe d'une garantie d'évolution du pouvoir d'achat des salariés rémunérés à hauteur du Smic lors du passage aux 35 heures : ces salariés bénéficiaient d'une garantie mensuelle de rémunération (GMR) dont le niveau était égal à leur salaire avant RTT, et donc implicitement d'un salaire horaire plus élevé que le Smic. Les différentes revalorisations du Smic, intervenues chaque 1^{er} juillet depuis 2000, avaient conduit à la naissance de

différentes générations de GMR échelonnées selon la date de mise en œuvre de la RTT. Jusqu'en juillet 2002, les différentes GMR étaient indexées sur la hausse des prix à la consommation (hors tabac) et sur la moitié de l'augmentation annuelle du pouvoir d'achat du salaire mensuel de base ouvrier (SMBO).

La loi du 17 janvier 2003, dite *loi Fillon*, a programmé la disparition progressive du système de garanties au 1^{er} juillet 2005, avec un mécanisme de convergence du Smic et des quatre premières garanties sur le niveau de la cinquième et dernière garantie, plus élevée et dont bénéficiaient les salariés des entreprises passées à 35 heures le 1^{er} juillet 2002 ou après. Cette convergence a été assurée par des hausses spécifiques à chaque minimum, permettant une convergence uniforme en trois ans. Le montant du Smic et des GMR a également été revalorisé chaque année en fonction de l'évolution des prix à la consommation (hors tabac).

Autre symptôme d'une moindre mobilité des bas salaires au milieu des années 1990, les sorties de bas salaires (en définissant comme bas salaire un salaire inférieur à 1,3 Smic à temps complet), qui devenaient plus fréquentes à la fin des années 1980, se font plus rares ensuite. En moyenne, 27,5 % des personnes qui percevaient moins de 1,3 Smic à temps complet en 1989 avaient dépassé ce seuil deux ans plus tard (cf. graphique IV). Cette proportion tombe à 16,7 % en 1995. Elle remonte ensuite légèrement jusqu'en 1999 sans retrouver toutefois son niveau de la fin des années 1980. Enfin, le début des années 2000 est marqué par un retournement à la baisse. En comparaison, avec une notion de bas salaires moins restrictive (1,8 Smic), les sorties de bas salaires s'avèrent à la fois plus rares et moins cycliques.

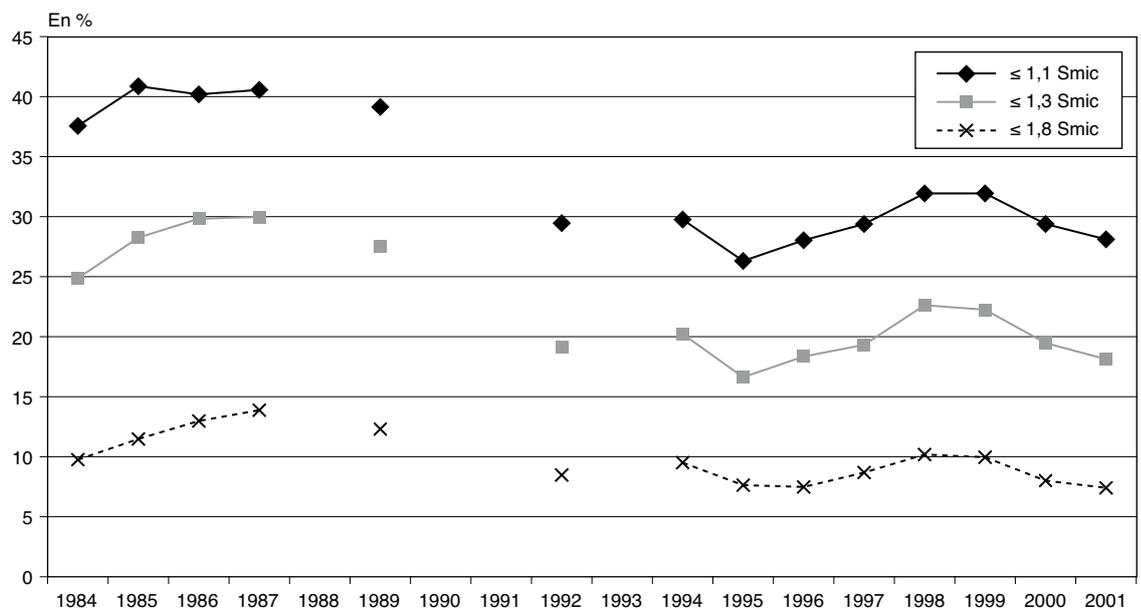
Si l'on s'intéresse à présent au niveau entreprise, on constate que les augmentations de salaire consenties par les employeurs diminuent avec la progressivité du coût du travail, cette relation étant relativement stable au cours du temps (cf. graphique V). La progressivité du coût du travail au niveau de l'entreprise est définie comme le supplément de coût du travail moyen pour l'employeur induit par une hausse de 1 % du salaire brut des salariés rémunérés à un salaire inférieur ou égal à 1,3 Smic (6). L'effet de la

plus ou moins grande intensité des allègements propre à l'entreprise est moins aisé à identifier : aucune relation caractérisée ne se dégage entre l'intensité d'allègement et le taux de croissance des salaires, le lien entre ces variables variant au cours du temps. Il semble cependant exister une relation négative entre cette intensité et le taux de sortie des bas salaires.

Il est néanmoins essentiel de tenir compte des caractéristiques des entreprises avant d'en déduire une relation entre les allègements et la mobilité salariale (cf. graphique VI). En effet, les politiques salariales des entreprises sont susceptibles de différer fortement selon leurs caractéristiques. En moyenne, le taux de croissance des salaires décroît avec le recours au travail peu qualifié tandis que la relation avec la taille des entreprises adopte la forme d'un U très ouvert. Enfin, le taux de croissance moyen des salaires des travailleurs à bas salaires n'est pas en moyenne plus faible dans les secteurs

6. Pour déterminer la progressivité du coût du travail au sein de l'entreprise, on calcule le coût d'une hausse de salaire de 1 % pour chaque salarié percevant une rémunération inférieure au seuil défini en fonction du Smic puis on fait la moyenne au niveau de l'entreprise. $\Delta CT_i = \text{moyenne}[(CT(w_j * 1.01) - CT(w_j))/CT(w_j)]$ avec w_j le salaire brut du salarié j dans l'entreprise i et CT le coût du travail associé à ce salaire, la moyenne étant calculée sur l'ensemble des w_j inférieurs à 1,3 Smic au niveau de l'entreprise.

Graphique IV
Taux de sortie de bas et moyens salaires des salariés qui restent trois ans et plus dans la même entreprise

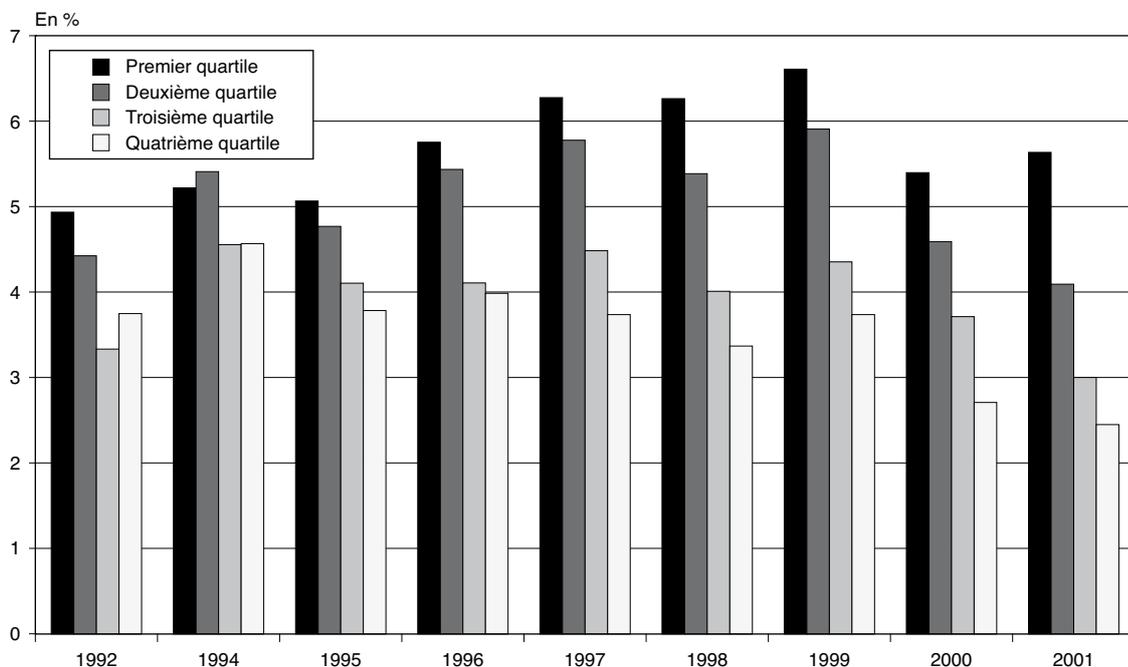


Lecture : on entend par bas salaires des salaires de l'ordre de 1,1 et 1,3 Smic, et par salaires moyens des salaires de l'ordre de 1,8 Smic. 24,8 % des salariés rémunérés à hauteur de moins de 1,3 fois le Smic en 1984 gagnaient plus de 1,3 fois le Smic deux ans plus tard. Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés. Source : panel DADS 1984-2003, Insee, calculs Dares. Les valeurs manquantes sont liées au fait que les données du panel DADS ne sont pas exploitables en 1990 et 1993.

bénéficiant le plus des allègements que dans les autres secteurs. Cela s'explique par le fait que le secteur des services aux particuliers et celui

des transports pratiquent des hausses de salaires supérieures en moyenne à celles pratiquées dans les autres secteurs.

Graphique V
Taux de croissance des salaires en fonction de la progressivité moyenne du coût du travail



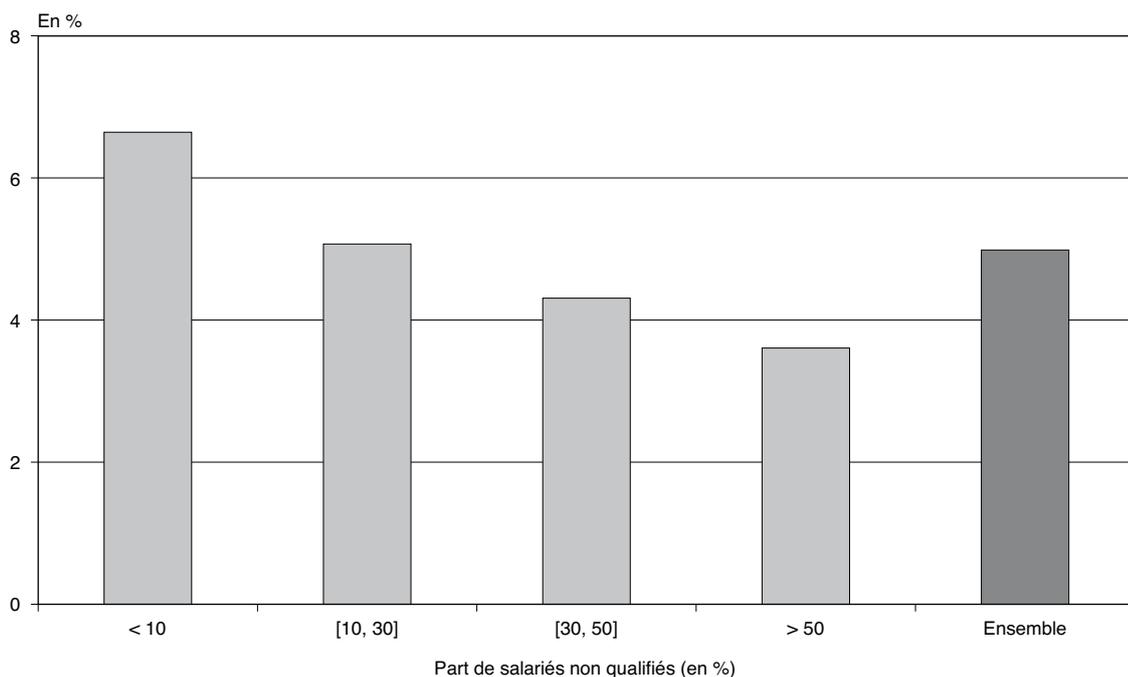
Lecture : en 1992, le taux de croissance annualisé moyen des salaires dans les entreprises appartenant au premier quartile en termes de progressivité du coût du travail était de 4,9 %.

Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.

Source : panel DADS 1992-2003, Insee ; calculs Dares.

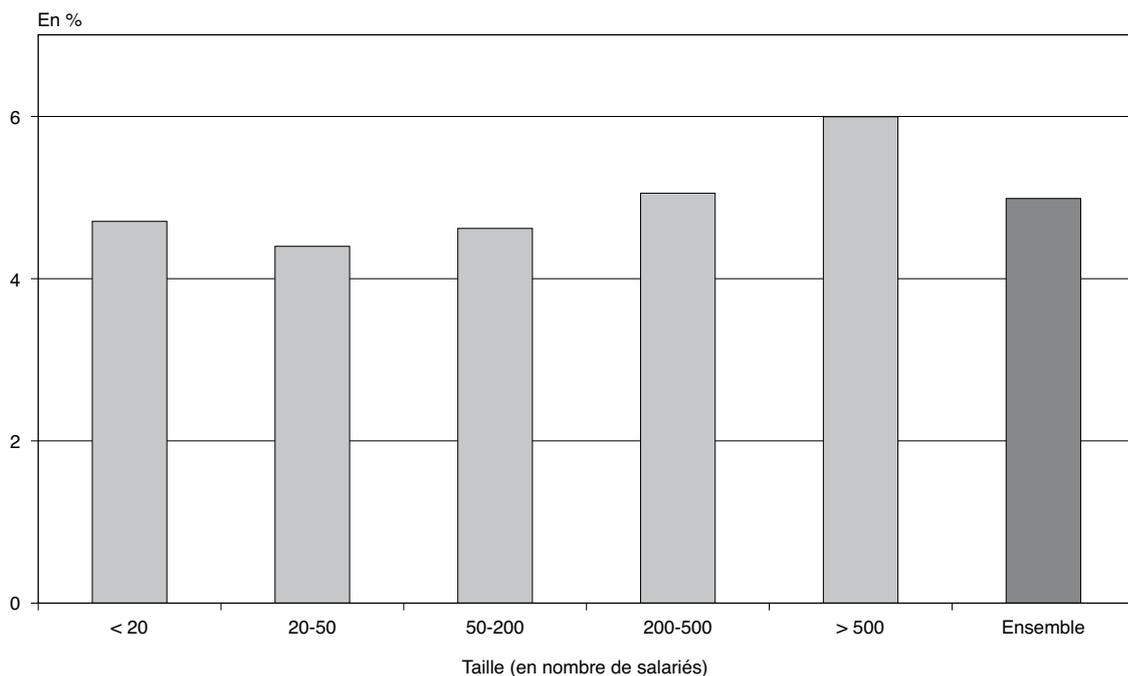
Graphique VI
Taux de croissance des salaires selon les caractéristiques des entreprises

A - Selon la part des non qualifiés dans la main d'œuvre de l'entreprise

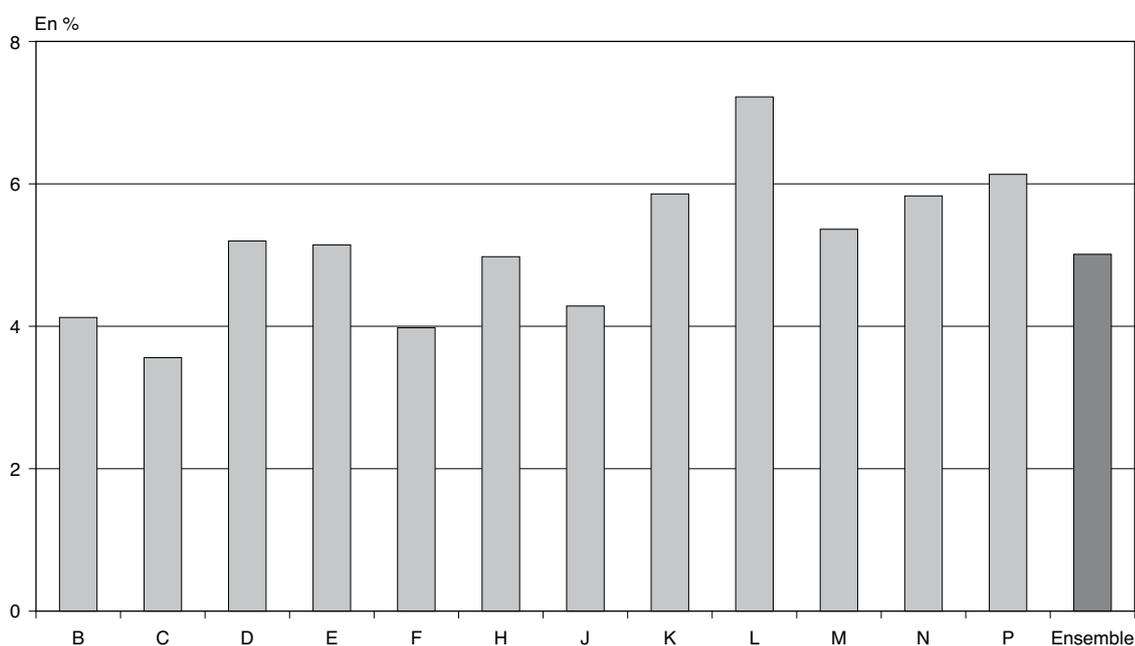


Graphique VI (suite)

B - Selon la taille de l'entreprise



C - Selon le secteur d'activité de l'entreprise



Lecture : A : le taux de croissance moyen annualisé des salaires sur la période 1984-2003 dans les entreprises dont la part des travailleurs non qualifiés dans la main d'œuvre totale est inférieure à 10 % s'élève à 6,6 %.

B : le taux de croissance moyen annualisé des salaires sur la période 1984-2003 dans les entreprises de moins de 20 salariés s'élève à 4,7 %.

C : le taux de croissance moyen annualisé des salaires sur la période 1984-2003 dans le secteur de l'industrie agroalimentaire (B) s'élève à 4,1 %. B est le secteur de l'industrie agroalimentaire, C, celui de l'industrie des biens de consommation, D, celui de l'industrie automobile, E, celui de l'industrie des biens d'équipements, F, celui de l'industrie des biens intermédiaires, H, celui de la construction, J, celui du commerce et des réparations, K, celui des transports, L, celui des activités financières, M, celui des activités immobilières, N, celui des services aux entreprises, P, celui des services aux particuliers.

Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.

Source : panel DADS 1984-2003, Insee ; calculs Dares.

L'estimation d'un modèle à effets individuels confirme et précise la théorie

Le ralentissement de la mobilité salariale observé au début des années 1990 décrit précédemment est-il seulement conjoncturel, reflétant le recul marqué de la croissance sur cette période ou bien traduit-il également un changement structurel de la nature des emplois faiblement rémunérés ou de la politique salariale des entreprises à leur égard ? Cycle macro-économique, revalorisation du Smic, réduction du temps de travail, allègements de cotisations sociales : les facteurs qui ont pu influencer la mobilité salariale sont nombreux et leurs effets sont contradictoires.

Regrouper les données individuelles en cellules facilite l'estimation du modèle retenu

Pour apprécier le rôle de chacun de ces facteurs, nous estimons un modèle à effets individuels (modèle de Mundlak) sous une forme évitant les biais qui pourraient résulter d'une liaison entre les effets individuels et les variables explicatives :

$$y_{it} = x_{it}\beta_1 + z_{jt}\beta_2 + x_i\theta_1 + d_i\theta_2 + v_i + u_{it} \quad (3)$$

y_{it} correspond à l'indicateur de mobilité salariale mesuré pour l'entreprise i l'année t , x_{it} aux caractéristiques de l'entreprise variant au cours du temps telles que l'intensité de l'allègement ou la part des travailleurs peu qualifiés, z_{jt} aux variables macroéconomiques mesurées au niveau du secteur j . d_i représente les variables caractéristiques de l'entreprise invariantes au cours du temps, v_i le terme d'hétérogénéité individuelle inobservable constant au cours du temps et x_i les moyennes sur l'ensemble de la période des caractéristiques variant au cours du temps. Une description détaillée du modèle retenu est donnée dans l'encadré 4.

Dans la mesure où les données disponibles dans le panel DADS sont très nombreuses, nous avons décidé de celluler préalablement les données individuelles (suivant en cela Buchinsky *et al.*) (pour une description détaillée de la source ainsi que des différents indicateurs retenus, cf. Lhommeau et Rémy (2008)). L'unité d'observation n'est plus alors l'entreprise, mais une cellule regroupant plusieurs entreprises ayant

des caractéristiques proches (l'indice i correspond maintenant à la cellule et non à l'entreprise). Cette technique permet de limiter le nombre d'observations et facilite l'estimation de modèles (en effet, le nombre total d'observations est de 3,5 millions sur l'ensemble de la période) (7). L'avantage de cette technique est que le panel est cylindré, dans la mesure où l'on dispose d'une observation à chaque date pour chacune des cellules. Elle permet également d'avoir des cellules de comportement invariant au cours du temps. En effet, dans chaque cellule sont regroupées des entreprises de même taille, appartenant au même secteur et ayant un degré de recours à une main d'œuvre peu qualifiée comparable. Les caractéristiques d'une entreprise peuvent varier au cours du temps, ce qui rend difficile l'identification d'un effet fixe entreprise. En revanche, la cellule est construite de manière à ce que les entreprises qui la composent aient des caractéristiques constantes au cours de la période d'étude. Par exemple, une entreprise peut modifier sa technique de production en décidant de recourir davantage au travail peu qualifié. Avec le cellulage, cette entreprise change de cellule tandis que si l'on s'intéressait à l'entreprise elle-même, l'identification d'un effet fixe entreprise serait difficile. En effet, les variables représentant les choix de l'entreprise en matière de gestion seraient modifiées. Ces variables caractéristiques de l'entreprise, supposées invariantes au cours du temps, ne le seraient plus.

Selon Cardoso et Gardes (1996), pour déterminer la taille de la cellule, deux critères contradictoires doivent être pris en compte. D'une part, le nombre d'observations au sein d'une même cellule doit être suffisant pour que la moyenne empirique des différentes variables constitue un bon estimateur des moyennes théoriques du type d'individus présents dans la cellule : ceci permet de diminuer les erreurs de mesure liées au fait que les observations présentes à des dates successives ne sont pas toujours les mêmes. D'autre part, il convient d'utiliser un grand nombre de critères pour définir les cellules afin de réduire la perte d'efficacité des estimateurs calculés sur données groupées par rapport à des estimateurs calculés sur données individuelles : en effet, les techniques de cellulage ont pour inconvénient de ne pas suffisamment prendre en compte l'hétérogénéité entre individus au sein d'une même

7. La technique du cellulage a été utilisée par plusieurs études récentes pour lesquelles le nombre d'observations est très important afin de faciliter la procédure d'estimation (Schmidt, 1999, Fitzenberger et Garloff, 2005, Bonin, 2005 ; Amuedo-Dorantes et De la Rica, 2005, L'Horty et Anne, 2006).

cellule (Bodier, 1999). Mais la multiplication des critères a pour effet mécanique de diminuer le nombre moyen d'observations par cellule, ce qui va à l'encontre du premier objectif.

Les entreprises ayant des caractéristiques proches sont regroupées au sein d'une même cellule. Les critères de cellulaire retenus sont liés aux caractéristiques des entreprises afin de

Encadré 4

LE MODÈLE DE MUNDLAK

Pour apprécier le rôle de chacun de ces facteurs, nous estimons un modèle à effets individuels dont la forme générale est la suivante :

$$y_{it} = x_{it}\beta_1 + z_{jt}\beta_2 + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

y_{it} correspond à l'indicateur de mobilité salariale mesuré pour l'entreprise i l'année t , x_{it} aux caractéristiques de l'entreprise variant au cours du temps telles que l'intensité de l'allégement ou la part des travailleurs peu qualifiés, z_{jt} aux variables macroéconomiques mesurées au niveau du secteur j , α_i à l'effet individuel et u_{it} au terme d'erreur.

Dans le cas présent, la difficulté de l'estimation pourrait tenir au fait que les indicateurs de progressivité de coût du travail et d'intensité d'allégement, calculés au niveau de l'entreprise (puis au niveau de la cellule), sont susceptibles de résulter d'un choix de cette dernière (1) : ils seraient alors endogènes et corrélés aux u_{it} .

Ce risque est cependant peu probable pour plusieurs raisons. D'une part, les variables d'allègements sont calculées en moyenne sur la période $[t ; t + 1]$ et les hausses de salaires sont celles des salariés présents sur la période $[t ; t + 2]$, l'entreprise n'est donc pas en mesure d'ajuster en $t + 1$ la composition de sa main d'œuvre pour bénéficier des allègements. D'autre part, les modifications des barèmes d'allègements ont été relativement fréquentes et les entreprises ont besoin d'un certain temps pour ajuster leur comportement. On peut donc considérer que la progressivité du coût du travail telle qu'elle est déterminée dans l'indicateur s'est imposée à l'entreprise. Enfin, même si l'entreprise peut embaucher ou licencier ses salariés pour profiter au mieux des allègements, de tels ajustements ne sont pas pris en compte puisque nous ne nous ne considérons que les salariés présents dans l'entreprise trois ans d'affilée. La corrélation entre les x_{it} et le terme d'erreur u_{it} est donc supposée nulle et les variables explicatives exogènes.

Afin d'estimer l'équation (1), il faut préciser la nature de la corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives. En effet, s'il existe une relation entre les effets individuels et les variables explicatives, l'estimation du modèle par les moindres carrés ordinaires risque d'être biaisée. En utilisant la projection linéaire des effets individuels sur les moyennes individuelles des variables explicatives et sur les variables invariantes au cours du temps d_j (2), l'équation (1) peut prendre la forme suivante (Magnac, 2001) :

$$y_{it} = x_{it}\beta_1 + z_{jt}\beta_2 + x_i\theta_1 + d_j\theta_2 + v_i + u_{it} \quad (2)$$

avec d_j les variables caractéristiques de l'entreprise invariantes au cours du temps, v_i le terme d'hétérogénéité individuelle inobservable constant au cours du temps et x_i les moyennes sur l'ensemble de la période des caractéristiques variant au cours du temps.

L'intérêt des données de panel est qu'elles sont plus riches que les données en coupe et le terme d'erreur peut être décomposé en deux termes u_{it} et v_i où v_i est l'effet individuel regroupant les variables individuelles fixes au cours du temps qui ne sont pas observées. Ce terme permet de prendre en compte la présence d'hétérogénéité inobservable constante au cours du temps (Magnac, 2001). Le modèle de Mundlak revient à régresser la variable dépendante sur les écarts des variables explicatives à leurs moyennes individuelles $x_{it} - x_i$, sur les moyennes individuelles de ces variables x_i et sur les variables invariantes au cours du temps d_j (3).

L'estimateur des moindres carrés ordinaires de β_1 est alors l'estimateur de la covariance ou estimateur *within* (dimension temporelle du panel), soit l'estimateur intra-individuel. On mesure l'effet d'une variation de x_{it} au cours du temps pour un même individu. C'est la dimension temporelle du panel, neutralisant l'effet fixe individuel qui est ainsi utilisée. Les estimateurs θ_1 et θ_2 sont les estimateurs *between*, soit les estimateurs inter-individuel mesurant respectivement l'effet d'un écart moyen de x_i et de d_j entre les cellules sur l'ensemble de la période. En pratique, on estime le modèle défini par l'équation (2).

Pour vérifier si le choix d'un modèle à effets individuels comme le modèle de Mundlak est justifié, on peut mettre en œuvre un test d'Hausman. Ce dernier permet de tester l'absence de corrélation entre les effets individuels et les moyennes individuelles des variables explicatives ($E(x_i' \alpha_i) = 0$ ou $\theta_1 = 0$). Si le test permet de rejeter l'hypothèse nulle à savoir l'absence de corrélation, l'estimateur *within* de structure linéaire et convergent de β_1 obtenu dans un modèle à effet individuel comme le modèle de Mundlak est le meilleur possible (Magnac, 2001).

1. En effet, la progressivité du coût du travail et l'intensité d'allègements ne s'imposent pas à l'entreprise. Ils peuvent être la résultante de ses choix en matière de composition de la main d'œuvre et de politique salariale. L'hypothèse de corrélation nulle entre les x_{it} et u_{it} ne serait pas alors vérifiée.

2. $\alpha_i = x_i\theta_1 + d_i\theta_2 + v_i = s_i\theta + v_i$ en supposant que la corrélation entre s_i et v_i est nulle, sinon il n'est pas possible d'estimer le modèle par les moindres carrés ordinaires puisque la condition d'exogénéité des variables explicatives n'est alors pas respectée (Magnac, 2001).

3. L'équation s'écrit alors ainsi : $y_{it} = (x_{it} - x_i)\beta_1 + z_{jt}\beta_2 + x_i\gamma_1 + d_j\theta_2 + v_i + u_{it}$ avec $\gamma_1 = \beta_1 + \theta_1$.

constituer des cellules de comportement relativement homogène. Le premier critère retient les douze secteurs de la NAF en 16 positions correspondant au champ de l'étude, à savoir le secteur marchand non agricole hors énergie. Cinq tailles d'entreprises sont ensuite distinguées : moins de 20 salariés, de 20 à 50 salariés, de 50 à 200 salariés, de 200 à 500 et plus de 500 salariés. Enfin, quatre niveaux de recours au travail peu qualifié dans la main d'œuvre totale de l'entreprise sont retenus : part de l'effectif peu qualifié inférieure à 10 % de l'effectif total, comprise entre 10 et 30 %, entre 30 et 50 % ou supérieure à 50 %. Ce dernier critère ne peut s'appliquer aux petites entreprises dans la mesure où dans celles-ci, le nombre d'observations de l'échantillon est insuffisant pour étudier la structure de la main d'œuvre (le panel DADS correspondant à un tirage au 1/25^{ème}).

En pratique, pour déterminer la cellule à laquelle l'entreprise appartient, on calcule, dans un premier temps, la taille moyenne de l'entreprise entre t et $t + 2$, la part moyenne des travailleurs peu qualifiés dans l'entreprise entre t et $t + 2$ et on tient compte de son secteur d'activité en t (8). L'avantage du cellulaire est que le panel est cylindrique. Néanmoins, les entreprises faisant partie d'une cellule donnée peuvent changer au cours du temps. En effet, une entreprise peut croître et ainsi appartenir à une autre cellule à la date suivante. Prenons l'exemple d'une entreprise comptant 10 salariés en 1995, 20 en 1996, 30 en 1997 et 40 en 1998. Sur la période 1995-1997, elle appartient à la cellule des entreprises de moins de 20 salariés et sur la période 1996-1998, à celle des entreprises comprises entre 20 et 50 salariés.

Seules les carrières salariales des salariés présents dans l'entreprise entre t et $t + 2$ sont étudiées. On calcule ainsi le taux de croissance moyen entre t et $t + 2$ des salaires des travailleurs à bas salaires en t au sein de l'entreprise ainsi que la part des salariés à bas salaire en t qui ne le sont plus en $t + 2$ (taux de sortie des bas salaires entre t et $t + 2$) (cf. *supra*). Ces indicateurs mesurés au niveau de chaque entreprise sont ensuite agrégés sous forme de moyenne simple au niveau de la cellule.

Théoriquement, on devrait disposer ainsi d'un échantillon total de 2 856 observations, correspondant aux 14 années d'observations, aux 12 secteurs, aux 5 tailles et aux 4 critères d'intensité de main d'œuvre peu qualifiée pour 4 tailles. On ajoute cependant une contrainte supplémentaire en imposant que la cellule comporte au moins 100 observations par année pour permettre un

repérage robuste des travailleurs à bas salaires. Les trop petites cellules sont ainsi regroupées. Finalement, l'échantillon comporte 2 464 observations (soit 176 par an) pour l'ensemble des salariés et 2 425 cellules (soit 173 par an) pour le champ des salariés à temps complet.

Un modèle retenant les allègements au nombre des nombreuses variables explicatives de la mobilité salariale

L'estimation du modèle de Mundlak adopte comme variable expliquée les indicateurs simples de la mobilité salariale y_{it} précédemment décrits, à savoir le taux de croissance des salaires réels et le taux de sortie des bas salaires entre t et $t + 2$. Les variables explicatives sont les différents facteurs susceptibles d'expliquer y_{it} qui ont été mentionnés plus haut. Elles sont détaillées dans ce qui suit.

Il s'agit tout d'abord de quelques variables représentatives de la structure des emplois dans l'entreprise et de la main d'œuvre à laquelle cette dernière a recours. L'évolution de leur valeur au niveau de chaque cellule i est notée x_{it} . Des études antérieures ont montré le rôle de ces caractéristiques pour expliquer la mobilité salariale, la différence étant qu'il s'agit ici de moyennes calculées par cellule et non de variables d'entreprise : la part des femmes, la pyramide des âges (moins de 30 ans, 31-40 ans, 41-50 ans et plus de 50 ans), la part des non qualifiés et enfin, la part des emplois à temps partiel, toutes ces variables étant calculées au niveau de la cellule.

On retient aussi comme variables explicatives des caractéristiques constantes au cours du temps susceptibles de rendre compte d'un effet fixe ou de l'hétérogénéité inobservable spécifique à la cellule. On introduit de la sorte deux des critères qui ont servi à la construction des cellules d_i (à savoir le secteur d'activité de l'employeur appréhendé au travers de douze indicatrices et la taille de l'entreprise (cinq indicatrices)) et des marqueurs structurels des cellules, en l'occurrence les moyennes sur l'ensemble des 14 années d'observations des variables représentatives de l'entreprise x_i . Le contexte macroéconomique de l'entreprise est également pris en compte. D'une part, on retient la croissance de la valeur ajoutée du secteur d'activité j de l'employeur en volume z_{jt} pour tenir compte de l'effet de la demande

8. On fait ainsi l'hypothèse que l'entreprise ne change pas de secteur entre t et $t + 2$.

sur la politique de revalorisation des salaires. D'autre part, on introduit le taux de croissance du Smic s_p , qui non seulement détermine directement le niveau et l'évolution des plus bas salaires mais influence également les salaires moyens par l'effet de diffusion qui intervient au sein de la grille salariale (Card et Krueger, 1997 ; CSERC, 1999). L'évolution de ces variables de contexte est donnée dans le tableau 2.

Au cours de la période récente, il n'est pas possible d'ignorer les effets de la réduction du temps de travail sur la mobilité salariale. En effet, la signature des accords de passage à la RTT impliquait souvent en contrepartie une modération salariale négociée pour plusieurs années (Desplatz *et al.*, 2003). Dans le cadre de la loi Aubry II, la mise en œuvre de la RTT s'accompagne également pour les salaires plus faibles de l'instauration de garanties mensuelles de rémunérations, dont l'équivalent horaire diffère du Smic tant en montant qu'en évolution. Pour prendre en compte ces deux dimensions, la RTT intervient dans la modélisation par le biais de deux variables :

- l'ancienneté moyenne des entreprises de la cellule en matière de réduction du temps de travail en $t + 2$. Le carré et le cube de cette variable sont également inclus pour permettre une modélisation plus fine de l'effet de modération salariale attendu à la suite du passage à la RTT ;
- l'évolution du Smic qui n'est pas celle du Smic 39 heures, mais celle d'un agrégat, somme du Smic 39 heures et de la garantie mensuelle de deuxième génération (GMR2) pondérée par la part des entreprises passées à 35 heures (cf. tableau 2).

Enfin, le dispositif des allègements de cotisations patronales est très différent au cours du temps et selon que l'entreprise a réduit ou non

son temps de travail. Deux paramètres sont utilisés pour rendre compte des caractéristiques des allègements et évaluer leurs effets sur la mobilité salariale des travailleurs faiblement rémunérés (cf. graphique VII) :

- d'une part, l'intensité d'allègements mesurée par le ratio : montant des allègements perçus par l'entreprise / masse salariale de l'entreprise,
- d'autre part, un indicateur de progressivité calculé de la manière suivante : augmentation du coût du travail si l'on augmente le salaire brut de 1 %. Cet indicateur dépend du seuil retenu dans la définition de l'indicateur de mobilité des bas salaires, soit 1,1, 1,3 ou 1,8 Smic.

Ces indicateurs sont calculés en moyenne sur les deux premières années, t et $t+1$, dans la mesure où les caractéristiques du barème en $t+2$ ne jouent pas sur les augmentations de salaires négociées entre t et $t+2$. Ces deux indicateurs nous permettent de tenir compte de deux dimensions des allègements : d'un côté, leur ampleur globale au sein de la masse salariale qui représente une forme de surplus pour l'entreprise par rapport à la situation sans allègements, de l'autre côté, la progressivité qu'ils induisent sur le coût du travail dans la mesure où ils sont dégressifs et renchérisent donc le coût d'une augmentation des salaires pour les travailleurs bénéficiaires des allègements. Ils sont inclus dans les variables explicatives à la fois dans leur dimension variable au cours du temps x_{it} et en moyenne x_i , afin de tenir compte des différences structurelles entre les différentes cellules en matière d'allègements.

L'intensité des allègements croît continûment sur l'ensemble de la période (à l'exception des années 1998-1999 où elle diminue en raison de la proratisation de la ristourne sur les bas salaires (RBS)) (cf. graphique VII). L'évolution de la

Tableau 2
Évolution des variables de contexte entre t et $t+2$

Année de départ (t)	Taux de croissance des salaires réels	Taux de croissance du Smic 39 heures	Taux de croissance du Smic pondéré (39 heures et GMR (1))	Évolution de la valeur ajoutée sectorielle en volume	Part des entreprises passées à la RTT en $t+2$
1984-1994	6,5	8,1	8,1	1,8	0,5
1994-1998	6,4	6,4	6,4	1,6	11,3
1997-2000	7,2	5,6	4,8	3,7	35,9
Moyenne	6,7	6,8	6,6	2,4	14,6

1. Garantie mensuelle de rémunération, se reporter à l'encadré 3.

Lecture : en moyenne sur la période 1984-1994, le taux de croissance des salaires réels entre l'année t et l'année $t + 2$ a atteint 6,5 %.
Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.
Source : panel DADS 1984-2003, Insee ; calculs Dares.

progressivité est moins régulière. La progressivité croît vivement jusqu'en 1996 avec la montée en charge des allègements. En effet, le taux d'allègement augmente plus rapidement que le seuil d'extinction. Elle se maintient ensuite à ce niveau jusqu'en 1998, année au cours de laquelle elle s'infléchit de nouveau à la hausse. Pour les salaires inférieurs à 1,1 Smic, cette accélération est attribuable à la proratisation des aides tandis que pour les salaires inférieurs à 1,8 Smic, elle s'explique par la mise en place de l'aide Aubry II. Cette accélération s'observe uniquement dans le cas des travailleurs à temps partiel rémunérés à un salaire inférieur à 1,1 Smic tandis qu'elle concerne l'ensemble des salariés dont la rémunération est inférieure à 1,8 Smic. En effet, ce niveau correspond au seuil d'extinction de l'allègement (il faut se rappeler qu'il s'agit de l'aide moyenne sur deux ans, ce qui explique que la rupture ait lieu en 1999 et non pas en 2000).

Des effets estimés conformes à la théorie pour les variables de contrôle et de contexte macroéconomiques

Les coefficients estimés (9) pour les variables de contexte macroéconomique présentent des

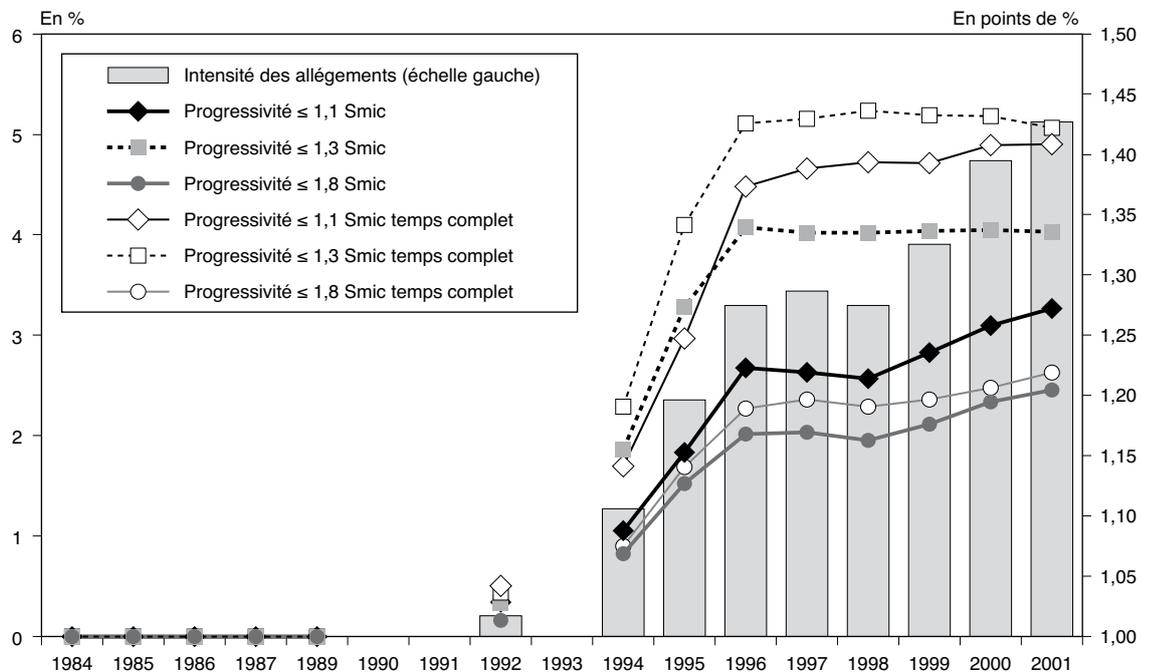
signes conformes à l'intuition. La croissance de la valeur ajoutée du secteur d'activité de l'entreprise favorise la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires. La revalorisation du Smic (ou de la GMR, le cas échéant) a, comme on pouvait s'y attendre, un effet positif sur le taux de croissance des plus bas salaires (cf. tableau 3). En revanche, son impact sur le taux de sortie des bas salaires n'est pas significatif sur le champ de l'ensemble des salariés ; la frontière entre bas et hauts salaires est également relevée (cf. tableau 4).

En ce qui concerne les caractéristiques de la main-d'œuvre de l'entreprise (10), une augmentation de la part des femmes dans l'effectif de l'entreprise tend à faire baisser les indicateurs de mobilité des bas salaires (cf. tableaux 3 et 4).

9. Les résultats du test d'Hausman valident l'existence d'une corrélation entre l'effet fixe et les variables x_i (plus précisément, leurs moyennes individuelles x_i). La probabilité que la statistique du Fischer de l'égalité jointe à 0 des coefficients correspondant aux moyennes individuelles des variables introduites dans le modèle est inférieure à 0,0001. Le modèle de Mundlak peut donc être utilisé pour réaliser l'estimation.

10. On décrit ici l'effet d'une variation de la caractéristiques au cours du temps mais à l'intérieur d'une même cellule. Dans l'équation (3), il s'agit des paramètres β_1 (within) des variables individuelles x_{it} qui évoluent dans le temps.

Graphique VII
Intensité des allègements et progressivité du coût du travail de 1984 à 2001



Lecture : en moyenne, sur les années 1998-2000, les allègements de cotisations sociales représentent 3,3 % de la masse salariale (échelle de gauche) et le coût du travail des salaires inférieurs à 1,3 Smic mensuel augmente en moyenne de 1,3 % à la suite d'une augmentation de salaire brut de 1 %, s'appliquant à l'ensemble des salaires (échelle de droite).

Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.

Source : panel DADS 1984-2003, Insee ; calculs Dares. Les valeurs manquantes sont liées au fait que les données du panel DADS ne sont pas exploitables en 1990 et 1993.

Tableau 3

Facteurs de variation du taux de croissance du salaire réel (bas salaires inférieurs à 1,3 Smic mensuel)

	Tous salariés		Salariés à temps complet	
	Paramètre estimé	Écart-type	Paramètre estimé	Écart-type
Constante	0,318	0,341	0,112	0,3525
Part des femmes dans la cellule, en t	- 0,078**	0,038	- 0,020	0,0309
Part des moins de 30 dans la cellule, en t	- 0,137***	0,045	- 0,073**	0,0366
<i>Part des 31 à 40 ans dans la cellule, en t</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Part des 41 à 50 ans dans la cellule, en t	- 0,012	0,047	- 0,031	0,0367
Part des plus de 50 ans dans la cellule, en t	0,034	0,055	0,054	0,0442
Part des temps partiels dans la cellule, en t	0,075	0,05		
Part des non qualifiés dans la cellule, en t	0,025	0,042	0,049	0,0327
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule, en t+2	- 0,015	0,012	0,006	0,008
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule au carré	- 0,014	0,009	- 0,017***	0,0054
Ancienneté de passage à la dans la cellule au cube	0,004**	0,002	0,003***	0,001
Intensité moyenne des allègements, en t et t+1	0,502***	0,101	0,529***	0,0927
Progressivité du coût des bas salaires, en t et t+1	- 12,817***	1,443	- 8,674***	1,0197
Évolution du Smic (Smic/Gmr) entre t et t+2	0,142**	0,069	0,107**	0,0558
Évolution de la valeur ajoutée du secteur entre t et t+2	0,097***	0,032	0,087***	0,0262
Part moyenne des femmes dans la cellule (1)	0,144**	0,066	0,093	0,0576
Part moyenne des moins de 30 ans dans la cellule (1)	0,448	0,255	0,389	0,2554
<i>Part moyenne des 31 à 40 ans dans la cellule (1)</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Part moyenne des 41 à 50 ans dans la cellule (1)	0,372	0,312	0,513*	0,2847
Part moyenne des plus de 50 ans dans la cellule (1)	0,160	0,306	0,311	0,2926
Part moyenne des non qualifiés dans la cellule (1)	- 0,112**	0,05	- 0,130***	0,0422
Part moyenne des temps partiels dans la cellule (1)	- 0,069	0,111		
Intensité moyenne des allègements (1)	- 2,448***	0,52	- 2,062***	0,547
Progressivité du coût des bas salaires (1)	- 8,601	21,82	- 3,553	23,598
Entreprise de moins de 20 salariés	- 0,051***	0,014	- 0,057***	0,0152
Entreprise de 20 à 49 salariés	- 0,040***	0,01	- 0,046***	0,0104
Entreprise de 50 à 199 salariés	- 0,033***	0,009	- 0,042***	0,0086
Entreprise de 200 à 499 salariés	- 0,022***	0,008	- 0,034***	0,0078
<i>Entreprise de 500 salariés et plus</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Industrie agroalimentaire	- 0,056***	0,018	- 0,031**	0,0183
Industrie de biens de consommation	- 0,078***	0,026	- 0,071***	0,0253
Industrie automobile	- 0,047*	0,025	- 0,018	0,0253
Industrie des biens de l'équipement	- 0,048**	0,022	- 0,036	0,0224
Industrie des biens intermédiaires	- 0,071*	0,022	- 0,054**	0,0219
Construction	- 0,049**	0,024	- 0,039*	0,0233
Commerce et réparation	- 0,070***	0,018	- 0,048***	0,0187
Transports	- 0,015	0,017	- 0,002	0,0179
Activités financières	- 0,026	0,025	0,023	0,0241
Activités immobilières	- 0,056**	0,027	- 0,066**	0,0262
Services aux entreprises	- 0,024	0,016	- 0,015	0,0168
<i>Services aux particuliers</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	

1. Moyenne sur la période 1984–2001.

Lecture : la variable expliquée est le taux de croissance des salaires réels entre t et t + 2 pour les bas salaires inférieurs à 1,3 Smic en t. Une augmentation de 1 % de l'intensité des allègements mesurée en t et t + 1 se traduit par une augmentation de 0,5 % du taux de croissance des salaires réels entre t et t + 2.

*** : coefficient significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 %.

Champ : salariés restés au moins trois ans dans la même entreprise du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.

Source : panel DADS 1984-2003, Insee ; calculs Dares.

Tableau 4

Facteurs de variation du taux de sortie des bas salaires (inférieurs à 1,3 Smic mensuel)

	Tous salariés		Salariés à temps complet	
	Paramètre estimé	Écart-type	Paramètre estimé	Écart-type
Constante	0,734*	0,410	1,218**	0,506
Part des femmes dans la cellule, en t	- 0,204***	0,049	- 0,146***	0,055
Part des moins de 30 ans dans la cellule, en t	- 0,276***	0,058	- 0,215***	0,065
<i>Part des 31 à 40 ans dans la cellule, en t</i>	<i>Réf.</i>			
Part des 41 à 50 ans dans la cellule, en t	- 0,154***	0,060	- 0,117*	0,065
Part des plus de 50 ans dans la cellule, en t	0,034	0,071	0,090	0,078
Part des temps partiels dans la cellule, en t	- 0,212***	0,064		
Part des non qualifiés dans la cellule, en t	0,161***	0,054	0,231***	0,058
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule, en t+2	0,014	0,015	0,042	0,014
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule au carré	- 0,038***	0,012	- 0,049***	0,010
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule au cube	0,008***	0,003	0,008***	0,002
Intensité moyenne des allègements, en t et t+1	0,618***	0,130	0,720***	0,165
Progressivité du coût des bas salaires, en t et t+1	- 30,279***	1,852	- 26,865***	1,812
Évolution du Smic (Smic/Gmr) entre t et t+2	- 0,123	0,088	- 0,231**	0,099
Évolution de la valeur ajoutée du secteur entre t et t+2	0,209***	0,041	0,251***	0,047
Part moyenne des femmes dans la cellule (1)	0,209***	0,081	0,216**	0,089
Part moyenne des moins de 30 dans la cellule (1)	0,952***	0,307	0,899**	0,369
<i>Part moyenne des 31 à 40 ans dans la cellule (1)</i>	<i>Réf.</i>			
Part moyenne des 41 à 50 ans dans la cellule (1)	1,012***	0,376	1,155***	0,410
Part moyenne des plus de 50 ans dans la cellule (1)	0,250	0,368	0,044	0,423
Part moyenne des non qualifiés dans la cellule (1)	- 0,340***	0,063	- 0,457***	0,070
Part moyenne des temps partiels dans la cellule (1)	- 0,237*	0,135		
Intensité moyenne des allègements (1)	- 2,221***	0,625	- 3,662***	0,789
Progressivité du coût des bas salaires (1)	- 30,765	26,200	- 72,584**	33,885
Entreprise de moins de 20 salariés	- 0,120***	0,017	- 0,137***	0,022
Entreprise de 20 à 49 salariés	- 0,088***	0,012	- 0,101***	0,015
Entreprise de 50 à 199 salariés	- 0,073***	0,010	- 0,088***	0,012
Entreprise de 200 à 499 salariés	- 0,045***	0,009	- 0,063***	0,011
<i>Entreprise de 500 salariés et plus</i>	<i>Réf.</i>			
Industrie agroalimentaire	0,020	0,022	0,033	0,026
Industrie de biens de consommation	- 0,040	0,032	- 0,055	0,036
Industrie automobile	0,104***	0,030	0,115***	0,036
Industrie des biens de l'équipement	0,053**	0,027	0,047	0,032
Industrie des biens intermédiaires	0,015	0,027	0,013	0,031
Construction	0,075***	0,029	0,067**	0,033
Commerce et réparation	- 0,003	0,022	0,000	0,027
Transports	0,064***	0,021	0,065**	0,026
Activités financières	0,060**	0,030	0,114***	0,035
Activités immobilières	- 0,003	0,032	0,020	0,038
Services aux entreprises	0,030*	0,020	0,040	0,024
<i>Services aux particuliers</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	

1. Moyenne sur la période 1984–2001.

Lecture : la variable expliquée est le taux de sortie des bas salaires entre t et t + 2 pour les bas salaires inférieurs à 1,3 Smic en t. Une augmentation de 1 % de l'intensité des allègements mesurée en t et t + 1 se traduit par une augmentation de 0,6 % du taux de sortie des bas salaires entre t et t + 2.

*** : coefficient significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 %.

Champ : salariés restés au moins trois ans dans la même entreprise du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.

Source : panel DADS 1984–2003, Insee ; calculs Dares.

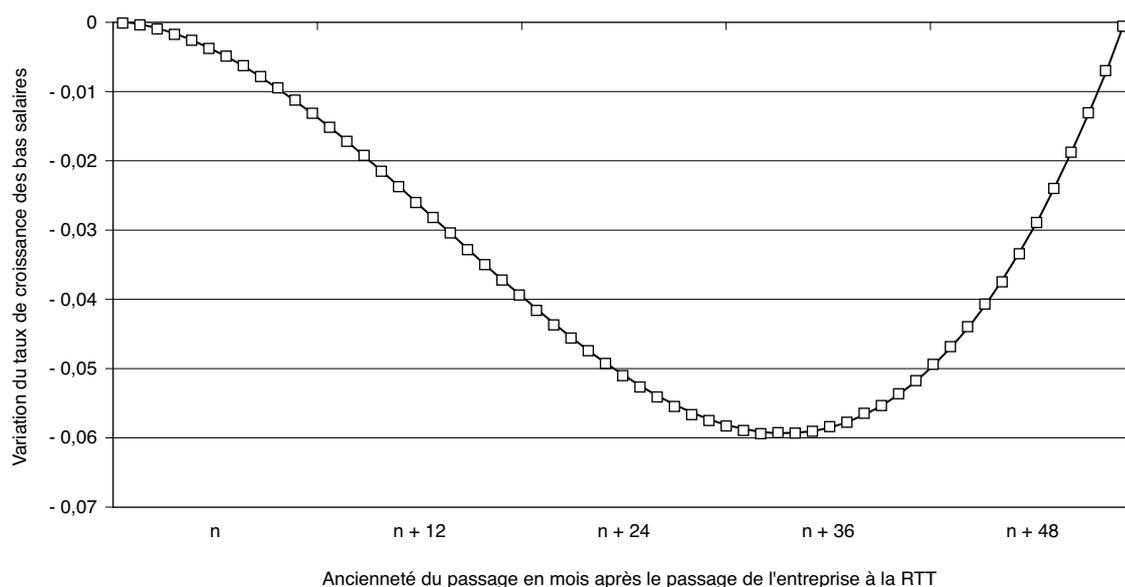
Cela est moins clair sur le champ des seuls salariés à temps complet. Les coefficients estimés sont certes négatifs mais plus faibles en valeur absolue que sur le champ de l'ensemble des salariés. Le coefficient n'est en outre pas significatif pour le taux de croissance des salaires (cf. tableau 3). Il existe donc des emplois plutôt féminins et à temps partiel spécifiques qui ont des perspectives salariales particulièrement défavorables.

Un recours plus important de l'entreprise aux emplois à temps partiel a des effets ambigus sur la mobilité des bas salaires : l'effet est positif mais non significatif sur le taux de croissance de ces salaires tandis qu'il est négatif et significatif sur le taux de sortie des bas salaires. Cela n'est pas incompatible : les travailleurs à temps partiel peuvent bénéficier d'une croissance plus rapide de leur salaire en raison de la modulation de leurs horaires, cette mobilité n'étant cependant pas suffisante pour leur permettre de sortir d'une situation faiblement rémunérée. Leur salaire mensuel initial est en effet plus éloigné du seuil de sortie des bas salaires que celui des travailleurs à temps complet.

L'ancienneté du passage à la RTT : une légère modération salariale pendant cinq ans

L'effet de l'ancienneté moyenne de passage à la RTT sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires n'est pas linéaire. Sur le champ des seuls salariés à temps complet, le taux de croissance des bas salaires est affecté tout d'abord négativement par un tel passage. Pour les travailleurs à bas salaires à temps complet d'une entreprise qui serait passée aux 35 heures l'année n , le ralentissement salarial s'accroît dans un premier temps, le minimum étant atteint au bout de 39 mois. La décote se résorbe ensuite progressivement, conformément aux accords de modération salariale qui ont pu durer plusieurs années après la signature de l'accord RTT (cf. graphique VIII). Au bout de cinq ans, la décote de l'ancienneté est nulle. Cet effet de modération reste limité : au bout de 39 mois, la décote atteint à peine 0,06 points du taux de croissance du salaire réel mesuré entre t et $t + 2$. Si l'on inclut les travailleurs à temps partiel, les paramètres liés à la RTT sont moins significatifs et mettent même en évidence un effet accélérateur de la RTT sur le taux de croissance des

Graphique VIII
Contribution de l'ancienneté du passage à la RTT à la mobilité des bas salaires à temps complet pour une entreprise passée à 35 heures à la date n



Lecture : 24 mois après le passage à la RTT (date n), le taux de croissance des bas salaires est réduit de 0,04 points par rapport à une entreprise restée à 39 heures. La contribution représente la combinaison des trois paramètres de l'ancienneté de passage à la RTT estimés par le modèle à effet fixe (tableau 3) appliqués à une incrémentation théorique de 1 à 60 mois de l'ancienneté du passage à la RTT.

Champ : salariés du secteur privé EB-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.
Source : panel DADS 1984-2003, Insee ; calculs Dares.

bas salaires (cf. tableau 4). En effet, la mise en œuvre de la RTT fait perdre aux entreprises le bénéfice des aides en faveur du temps partiel. Cela a pu contribuer à la conversion de ceux-ci en emplois à temps complet (Oliveira et Ulrich (2002)).

En moyenne, les allègements induisent un léger ralentissement de la progression des bas salaires

Si l'on s'intéresse maintenant aux variables caractéristiques des allègements, lorsque l'intensité d'allègements augmente au sein d'une cellule au cours du temps (voir note de bas de page 10), le taux de croissance des salaires est stimulé et le taux de sortie des bas salaires infléchi à la hausse (cf. tableaux 3 et 4). Cet effet positif de l'intensité moyenne d'allègements rend bien compte du fait que la montée en charge des allègements a permis de dégager un surplus favorable à la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires, comme observé dans le modèle théorique exposé plus haut. En revanche, la progressivité des prélèvements sur les salaires inférieurs à 1,3 Smic mensuel, indicateur tenant compte du caractère dégressif des allègements, joue négativement sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires au sein d'une même cellule (dimension temporelle). Ce résultat confirme les intuitions du modèle théorique dans la mesure où lorsque l'on augmente le taux de l'allègement, il en résulte un ralentissement de la mobilité salariale des travailleurs.

Ainsi les données confirment-elles la théorie : au sein d'une même entreprise, l'introduction des allègements induit deux effets opposés :

- d'une part, ils permettent de dégager un surplus que l'employeur peut utiliser pour accélérer la progression des salaires ;
- d'autre part, la dégressivité des allègements renchérit le coût d'une augmentation de salaire et tend plutôt à ralentir la progression des salaires.

L'effet global est donc ambigu et dépend de la forme du barème. L'introduction d'allègements de cotisations sociales sur les bas salaires à partir de 1993 a conduit à une forte augmentation de la progressivité du coût du travail entre 1994 et 1996. À partir de 1997, cette dernière se stabilise avec la mise en place de la ristourne sur les bas salaires et des barèmes associés à la RTT (cf. graphique VII). En effet, ces derniers

neutralisent l'augmentation du niveau du taux d'exonération maximal par un relèvement du seuil d'éligibilité de l'allègement si bien que la progressivité moyenne du coût des travailleurs à bas salaires n'est pas significativement affectée alors que l'intensité d'allègement continue de s'accroître. La contribution de la progressivité des allègements à la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires est ainsi relativement inchangée à partir de 1997 (cf. graphique IX). Au total, la contribution totale des allègements à la mobilité salariale est de plus en plus négative jusqu'en 1997 quel que soit l'indicateur retenu. Cette décote se stabilise jusqu'en 1999 puis tend à diminuer ensuite.

L'effet global des allègements sur la mobilité salariale des bas salaires est donc significativement négatif – toutes choses égales par ailleurs – mais cet effet est atténué si l'on tient compte des hausses du salaire minimum sur la période. En 1996, les allègements réduisent de 2,7 points le taux de croissance des bas salaires (salaires inférieurs à 1,3 Smic) si l'on ne tient compte que des allègements et de 1,8 points si l'on cumule les effets des allègements et des hausses du salaire minimum (mesurés tous deux entre 1996 et 1998). Cette année-là, ce même taux de croissance (entre t et $t+2$) se situait à hauteur de 13,4 %.

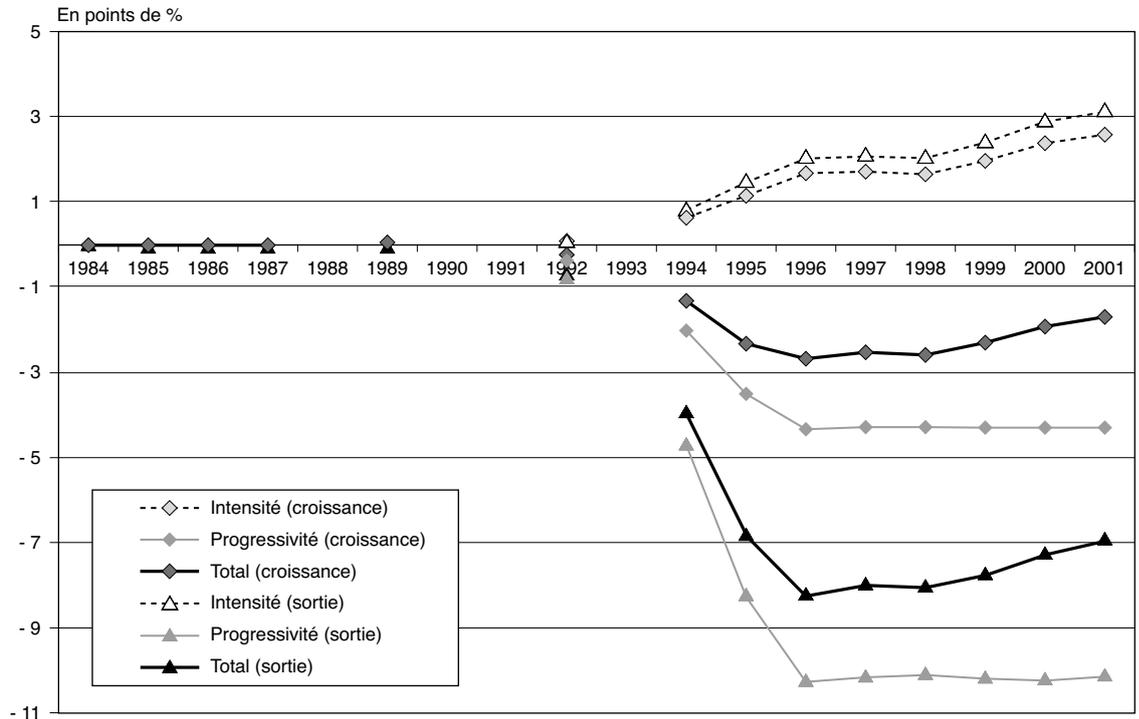
L'équation (3) a été également estimée en utilisant d'autres seuils pour définir la catégorie des travailleurs à bas salaires, à savoir 1,1 et 1,8 Smic mensuels. L'intensité moyenne d'allègement joue beaucoup plus fortement pour les plus bas salaires (cf. graphique X). L'influence de la progressivité du coût du travail diminue en importance en fonction du seuil de définition des bas salaires retenus. Contrairement à celle des bas salaires inférieurs à 1,3 Smic, la progressivité du coût des très bas salaires (inférieurs à 1,1 Smic) a continué d'augmenter notamment en raison de la proratisation des aides qui affecte davantage les salaires les moins élevés. Pour les salaires inférieurs à 1,8 Smic, la progressivité s'est également amplifiée sur l'ensemble de la période en raison des aides à la RTT. Au total, l'effet négatif des allègements sur la mobilité salariale s'amenuise à mesure que l'on s'élève dans l'échelle des revenus.

* *
*

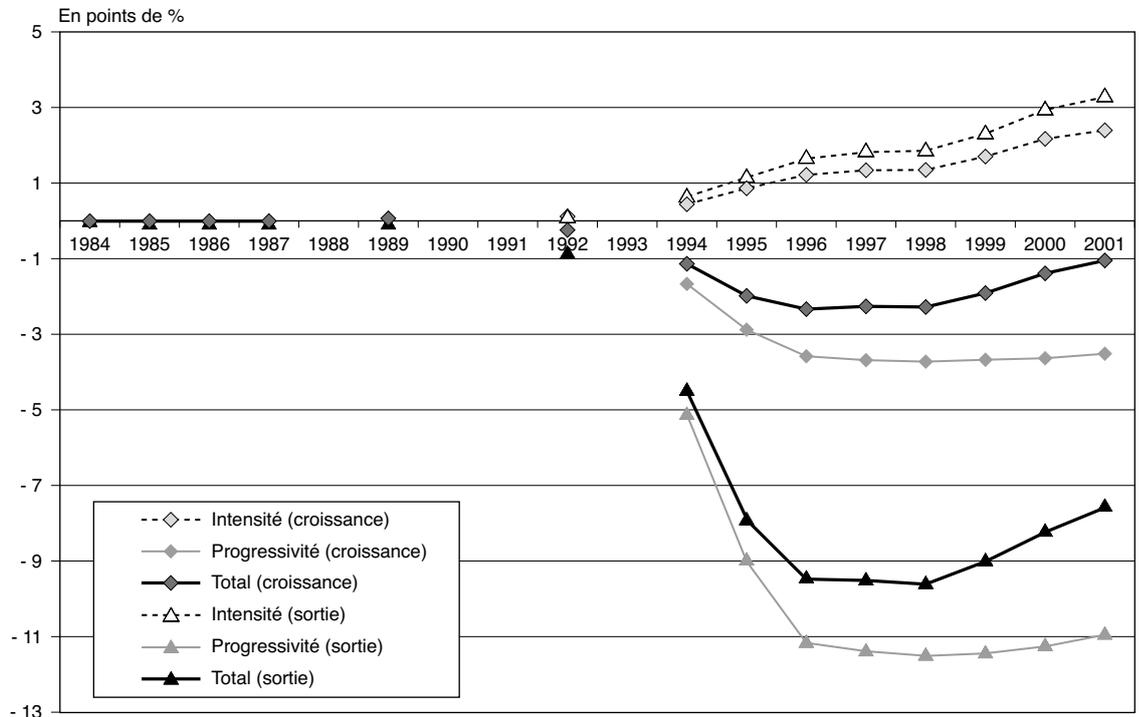
L'estimation d'un modèle à effets fixes pour étudier les déterminants de la mobilité des salaires

Graphique IX
Contribution des allégements au taux de croissance et à la sortie des bas salaires (salaires inférieurs à 1,3 Smic)

A - Ensemble des salariés



B - Salariés à temps complet



Lecture : A : en 1994, le taux de croissance des bas salaires est réduit en moyenne de 1 point à cause des allégements et le taux de sortie des bas salaires, de 4 points. B : en 1994, le taux de croissance des bas salaires est réduit en moyenne de 2 points à cause des allégements et le taux de sortie des bas salaires, de 4,5 points. Ces contributions combinent les paramètres liés respectivement à l'intensité et à la progressivité des allégements estimés par le modèle à effets fixes (tableaux 3 et 4) et les valeurs observées de l'intensité et de la progressivité des allégements de cotisations.

Champ : salariés du secteur privé EB-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.

Source : panel DADS 1984-2003, Insee ; calculs Dares. Les valeurs manquantes sont liées au fait que les données du panel DADS ne sont pas exploitables en 1990 et 1993.

mensuels inférieurs à 1,3 Smic, aboutit à deux catégories de conclusions.

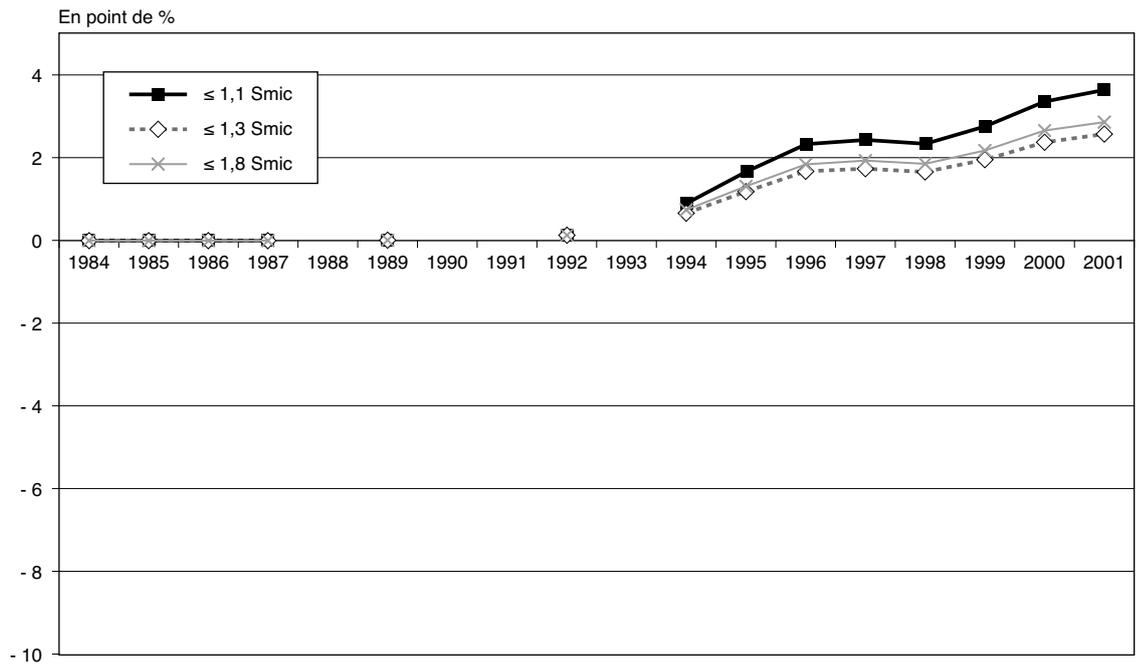
Premièrement, elle confirme dans les faits l'ambiguïté des effets des allègements déduits d'un raisonnement analytique et théorique (exposé en détail dans l'annexe). D'un côté, le coût

moyen du travail est réduit et le surplus ainsi dégagé par les entreprises peut être en partie utilisé pour accélérer la promotion salariale. D'un autre côté, le coût marginal du travail augmente en raison de la dégressivité des allègements, ce qui renchérit d'autant le coût d'une augmentation donnée du salaire brut. L'estimation permet

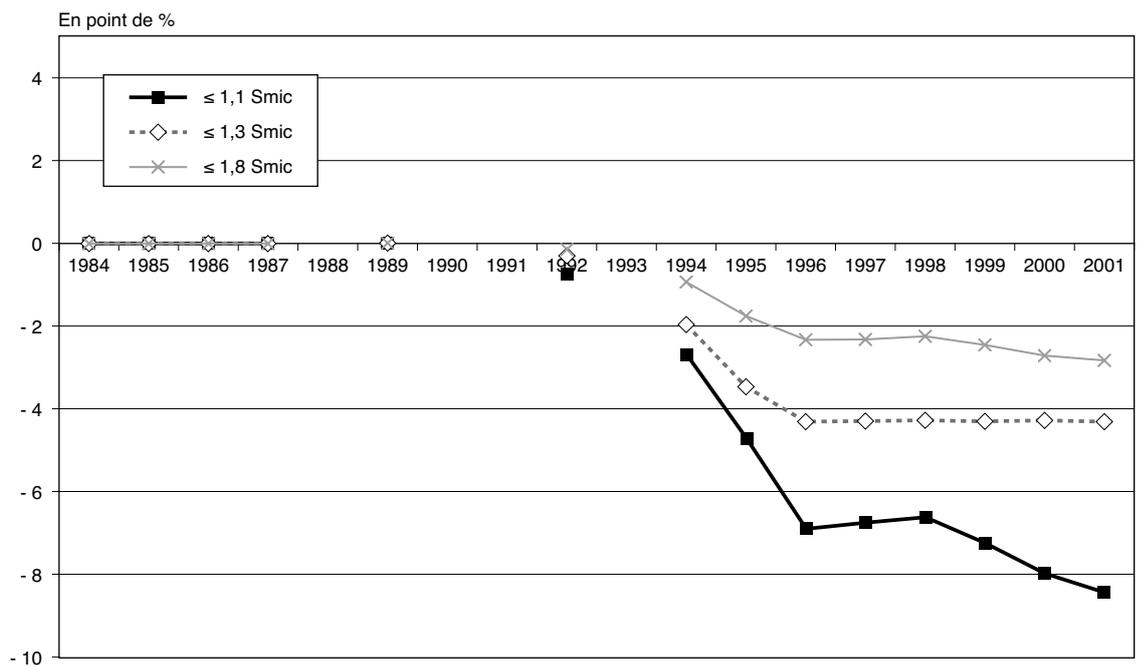
Graphique X

Contribution des allègements au taux de croissance des bas salaires, selon le seuil retenu pour les bas salaires

A - Contribution de l'intensité



B - Contribution de la progressivité du coût



de décomposer ces deux effets et montre que c'est l'effet négatif de la progressivité du coût marginal qui l'emporte.

Deuxièmement, cette estimation permet aussi de simuler (11) les effets attendus sur la mobilité salariale d'une modification du barème des allègements de cotisations sociales. Ainsi, on peut estimer les effets de la réforme Fillon mise en œuvre à partir de juillet 2003 qui a abouti en juillet 2005 à un barème unique pour les entreprises qu'elles soient passées ou non à 35 heures. Malgré un niveau des allègements pour les travailleurs rémunérés au Smic fortement revalorisé de 18,2 % à 26 % dans les entreprises restées à 39 heures, la contribution positive de l'intensité des allègements diminue en raison de la disparition de la partie forfaitaire des aides incitatives liées à la RTT. Ces deux éléments (relèvement du taux maximum et disparition des aides forfaitaires) se traduisent en outre par un alourdissement de la contribution négative de la progressivité que ne compense pas l'ouverture de 1,3 à 1,6 Smic du droit aux allègements dans les entreprises restées à 39 heures. Au

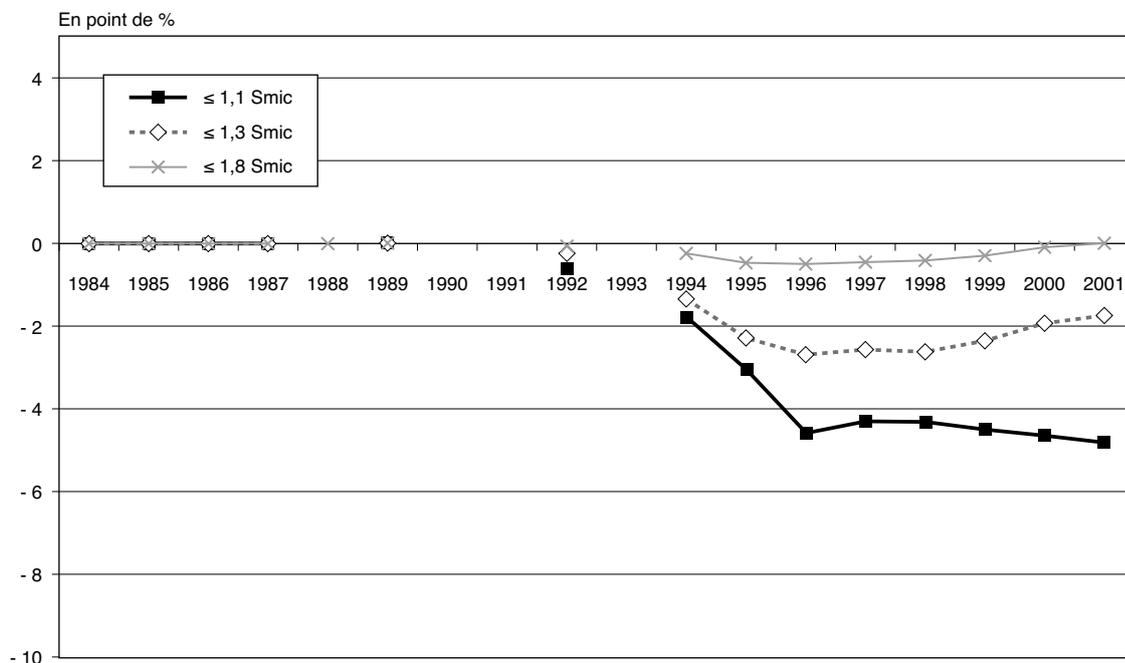
total, par rapport au barème moyen 2001-2002, qui contribuait à réduire de 1,7 point le taux de croissance (entre t et $t + 2$) des salaires inférieurs à 1,3 Smic, le barème Fillon 2005 contribuerait à le réduire à hauteur de 2,6 points. Cet effet est à mettre en regard du niveau du taux de croissance du salaire réel des bas salaires entre 2001 et 2003 (11,1 %).

Ainsi, il existe un arbitrage à réaliser dans le choix du barème d'allègement. En effet, si l'on choisit d'augmenter le taux d'allègement au niveau des bas salaires, l'effet emploi est susceptible d'être plus important mais les conséquences sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires risquent d'être moins favorables. Si, parallèlement, le seuil de sortie est étendu, ces conséquences seront moindres mais la mesure deviendra plus coûteuse. Elle le sera encore davantage si le choix se fait en faveur d'un allègement forfaitaire.

11. Il importe cependant de conserver une certaine prudence dans l'interprétation de telles simulations, car on ne dispose pas ici d'un modèle structurel.

Graphique X (suite)

C - Contribution totale



Lecture : A : en 1996, l'intensité des allègements augmente de 1,6 points le taux de croissance des bas salaires (inférieurs à 1,3 Smic). B : en 1996, la progressivité du coût réduit de 4,3 points le taux de croissance des bas salaires (inférieurs à 1,3 Smic). C : en 1996, la progressivité du coût réduit de 4,3 points le taux de croissance des bas salaires (inférieurs à 1,3 Smic). Ces contributions combinent les paramètres liés respectivement à l'intensité et à la progressivité des allègements estimés par le modèle à effets fixes (tableau 3 pour les valeurs avec un bas salaires inférieur à 1,3 Smic et variantes pour les bas salaires inférieurs à 1,1 ou 1,8 Smic) et les valeurs observées de l'intensité et de la progressivité des allègements de cotisations.

Champ : salariés du secteur privé EB-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.

Source : panel DADS 1984-2003, Insee ; calculs Dares. Les valeurs manquantes sont liées au fait que les données du panel DADS ne sont exploitables ni en 1990, ni en 1993.

Cependant, nous n'avons pas cherché à estimer l'ensemble des effets des allègements. D'une part, nous ne traitons pas de l'effet de ces derniers sur la création d'emplois ou le maintien dans l'emploi des travailleurs les moins qualifiés. Or, rappelons-le une fois encore, tel était l'enjeu initial des allègements de cotisations. D'autre part, nous ne nous sommes pas intéressés aux conséquences des allègements sur les

trajectoires salariales des salariés nouvellement embauchés grâce aux allègements de cotisations. En effet, ces nouvelles embauches peuvent présenter des caractéristiques en matière d'emplois créés et de personnes recrutées spécifiques et très différentes de celles des emplois existants avant la mise en place des allègements, caractéristiques qui pourraient les destiner à des perspectives salariales peu favorables. □

BIBLIOGRAPHIE

Aeberhardt R. et Sraer D. (2010), « Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale », *Économie et Statistique*, ce numéro.

Amuedo-Dorantes C. et de la Rica S. (2005), « The Impact of Gender Segregation on Male-Female Wage Differentials : Evidence from Matched Employer-Employee Data for Spain », *IZA discussion paper*, n° 1742.

Anne D. et L'Horty Y. (2006), « Intensité et structure du chômage : une comparaison européenne », *Les Papiers du CERC*, n° 2006-01, 37 p.

Audenis C., Laïb N. et Roux S. (2002), « L'évolution de l'emploi faiblement rémunéré au cours des dix dernières années », in *L'économie française 2002-2003*, Insee, livre de poche.

Bodier M. (1999), « Les effets d'âge et de génération sur le niveau et la structure de la consommation », *Économie et Statistique*, n° 324-325, pp. 163-180.

Bonin H. (2005), « Wage and Employment Effects of Immigration to Germany : Evidence from a Skill Group Approach », *IZA discussion paper*, n° 1875, 30 p.

Buchinsky M., Fields G., Fougère D. et Kramarz F. (2003), « Franks or Ranks ? Earnings Mobility in France, 1967-1999 », *CEPR discussion paper*, n° 3937.

Card D. et Krueger A. B. (1997), « How the Minimum Wage Affects the Distribution of Wages, the Distribution of Family Earnings and Poverty », in *Myth and measurement, the new economics of minimum wage*, Princeton, Princeton University Press.

Cardoso N. et Gardes F. (1996), « Estimation de lois de consommation sur un pseudo panel d'enquêtes de l'INSEE (1979, 1984, 1989) », *Économie et Prévision*, n° 126, pp. 111-125.

Concialdi P. et Ponthieux S. (1997), « Les bas salaires en France 1983-1997 », *Document d'études*, Dares, n° 15.

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.

CSERC (1996), *L'allègement des charges sociales sur les bas salaires*, rapport du CSERC, La Documentation Française.

CSERC (1999), *Le smic*, rapport du CSERC, n° 1, La Documentation Française.

Desplatz R., Jamet S., Passeron V. et Romans F. (2003), « La modération salariale en France depuis le début des années 1980 », *Économie et Statistique*, Insee, n° 367.

Doisy S., Duchêne S. et Gianella C. (2004), « Un modèle d'appariement avec hétérogénéité du facteur travail : un nouvel outil d'évaluation des politiques économiques », *Économie et Prévision*, n° 162, pp. 1-22.

Dormont B. et Pauchet M. (1997), « L'élasticité de l'emploi au coût salarial dépend-elle des structures de qualification ? », *Économie et Statistique*, n° 301-303, pp. 149-168.

Fitzenberger B. et Garloff A. (2005), « Unemployment, Labor Market Transitions and Residual Wage Dispersion », *ZEW discussion paper*, n° 05-04, 31 p.

- Gafsi I., L'Horty Y. et Mihoubi F. (2004)**, « Allègement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation » in *Le travail non qualifié : permanences et paradoxes*, sous la direction de D. Méda et F. Vennat, La Découverte, Paris.
- Gianella (2006)**, « Les trente-cinq heures : un réexamen des effets sur l'emploi », *Économie et Prévision*, n° 175-176, pp. 163-178.
- Godechot O. et Gurgand M. (2000)**, « Quand les salariés jugent leur salaire », *Économie et Statistique*, Insee, n° 331.
- Gubian A. (1999)**, « Six ans d'allègements de cotisations employeurs sur les bas salaires », in Bilan de la politique de l'emploi en 1998, dossiers de la Dares, n° 3-4.
- Gubian A. et Le Corre V. (1999)**, « Les incitations au temps partiel », in *Le temps partiel* rapport du Conseil d'Analyse Economique n° 19, la Documentation Française, 1er octobre 1999.
- Hamermesh D. (1993)**, *Labour demand*, Princeton University Press.
- Jamet S. (2005)**, « De l'impact sectoriel à l'effet macro-économique des allègements de cotisations sociales », *Revue Française d'Économie*, vol. 19, n° 3, pp. 57-90.
- Klein T. (2004)**, « Onze ans d'exonération de cotisations sociales pour l'embauche à temps partiel », *Premières Synthèses*, Dares, n° 18-1.
- Koubi A. et Roux S. (2004)**, « Refonte du panel DADS : principes et premières estimations d'emploi et de salaire », *mimeo*.
- Lhommeau B. (2005)**, « Les perspectives salariales des « bas salaires » dans les années 90 », *Les salaires en France*, Insee édition 2005.
- Lhommeau B. et Rémy V. (2007)**, « Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels : une approche par les DADS », *Document d'études de la Dares*, n° 123.
- Lhommeau B. et Rémy 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.
- L'Horty Y. (2000)**, « Quand les hausses du SMIC réduisent le coût du travail », *Revue Économique*, vol. 51, n° 3, pp. 499-512.
- Magnac T. (2001)**, « Économétrie linéaire des panels : une introduction », *document de travail de l'Insee*, n° 102.
- Malinvaud E. (1998)**, *Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique*, rapport du conseil d'analyse économique n° 9, la Documentation Française.
- OCDE (1996)**, « Inégalités de salaires, emplois à bas salaire et mobilité salariale », *Perspectives de l'emploi*.
- Oliveira A. et Ulrich V. (2002)**, « L'incidence des 35 heures sur le temps partiel », *Premières Synthèses*, Dares, n° 07-1.
- Schmidt C. M. (1999)**, « Persistence and the German Unemployment Problem : Empirical Evidence on German Labor Market Flows », *IZA discussion paper*, n° 31, 25 p.
- Stewart M. et Swaffield J. (1999)**, « Low Paid Dynamics and Transitions Probabilities », *Economica*, n° 66.

UNE APPROCHE THÉORIQUE AU MOYEN D'UN MODÈLE D'APPARIEMENT

Dans un modèle d'appariement, l'information sur le marché du travail est supposée imparfaite et les travailleurs et les emplois se rencontrent par le biais d'un processus d'appariement résumé par la fonction d'appariement $m(u, v)$ à rendements d'échelle constants. Le nombre d'embauches réalisées, H , croît avec le nombre de chômeurs, u , ainsi que celui des emplois vacants, v ($H = m(u, v)$ et $m(0, v) = m(u, 0) = 0$). La tension sur le marché du travail se définit par $\theta = v/u$. La probabilité pour une entreprise de voir son emploi vacant occupé est la suivante : $h(\theta) = m(u, v)/v = m(1/\theta, 1)$ et décroît avec la tension sur le marché du travail. La probabilité pour un chômeur d'être embauché se définit comme $s(\theta) = m(u, v)/u = m(1, \theta)$ et croît avec la tension θ . Sur le marché du travail ainsi caractérisé, un travailleur peu qualifié peut se trouver dans l'une des situations suivantes : au chômage, employé sur un poste peu qualifié ou sur un poste peu qualifié expérimenté. La probabilité qu'un chômeur peu qualifié trouve un emploi est notée $s(\theta)$. Le poste sur lequel il a été embauché est susceptible de lui valoir une promotion au titre de salarié expérimenté avec une probabilité μ . Il est également exposé au risque de perdre cet emploi avec une probabilité exogène λ_{ne} ($\lambda_{ne} > \lambda_e$) : le salarié peu qualifié expérimenté a acquis un certain capital humain sur son poste et a moins de chances d'être licencié par son employeur. Les fonctions de gain des travailleurs peu qualifiés non expérimentés et expérimentés se définissent de la manière suivante :

$$\delta W_{ne} = w_{ne} + \lambda_{ne}(U - W_{ne}) + \mu(W_e - W_{ne}) \quad (1)$$

$$\delta W_e = w_e + \lambda_e(U - W_e) \quad (2)$$

avec δ le taux d'escompte, w_{ne} , le salaire des travailleurs peu qualifiés et w_e celui des travailleurs peu qualifiés expérimentés.

Le travailleur peu qualifié perçoit un gain instantané équivalent au salaire minimum $w_{ne} = \underline{w}$, perd son emploi avec une probabilité λ_{ne} et touche alors le différentiel $U - W_{ne}$ (U étant le gain espéré en tant que chômeur). Il peut enfin obtenir une promotion sur un poste de travailleur peu qualifié expérimenté avec une probabilité μ , poste qui lui permet de percevoir un supplément de gain $W_e - W_{ne}$. La fonction de gain du travailleur peu qualifié expérimenté s'interprète d'une façon similaire. Le gain espéré d'un chômeur se définit enfin de la manière suivante :

$$\delta U = z + s(\theta)(W_{ne} - U) \quad (3)$$

z étant le revenu de remplacement perçu en cas de chômage. Un demandeur d'emploi perçoit au cours de la période courante des allocations chômage, trouve un emploi peu qualifié avec une probabilité $s(\theta)$ et obtient alors un supplément de gain de $W_{ne} - U$.

Les valeurs espérées pour une entreprise associées au fait d'offrir un emploi vacant, d'employer un travailleur peu qualifié sur un poste non expérimenté ou expérimenté sont les suivantes :

$$\delta V = -k + h(\theta)(J_{ne} - V) \quad (4)$$

$$\delta J_{ne} = y_{ne} - \underline{w}(1 + \tau) + A_{ne} + \lambda_{ne}(V - J_{ne}) + \mu(J_e - J_{ne} - C_F) \quad (5)$$

$$\delta J_e = y_e - w_e(1 + \tau) + A_e + \lambda_e(V - J_e) \quad (6)$$

Avec $A_{ne} = \underline{w}\tau_A + \underline{A}$ l'allègement perçu pour un salarié rémunéré au salaire minimum et $A_e = \tau_A/(\rho - 1)[\underline{p}\underline{w} - w_e] + \underline{A}$, celui perçu pour un salarié expérimenté (la formule de calcul de l'allègement correspond à celle en vigueur).

y_{ne} et y_e sont les productivités respectives d'un travailleur non expérimenté et d'un travailleur expérimenté sur un poste peu qualifié ($y_e > y_{ne}$), τ est le taux de cotisations sociales patronales, τ_A , le taux d'allègement, ρ , le seuil d'extinction de l'allègement, \underline{A} , un allègement forfaitaire et C_F le coût de formation d'un salarié promu.

Le fait d'offrir un emploi vacant représente un coût de k par période pour l'employeur (cf. équation (4)). Ce dernier pourvoit un emploi vacant avec une probabilité $h(\theta)$ avec un travailleur rémunéré au salaire minimum non expérimenté et réalise alors un gain de $J_{ne} - V$. Le fait d'employer un travailleur peu qualifié rapporte à l'entreprise un gain par période de $y_{ne} - \underline{w}(1 + \tau) + A_{ne}$ (cf. équation (5)). La relation d'emploi prend fin avec une probabilité exogène λ_{ne} et l'employeur perçoit alors un différentiel de gain $V - J_{ne}$. L'employeur peut décider de promouvoir son salarié avec une probabilité μ , le différentiel de profit pour l'entreprise étant égal à $J_e - J_{ne}$. L'équation (6) s'interprète de la même manière que l'équation précédente.

À l'équilibre, toutes les opportunités de profit pour les nouveaux emplois sont exploitées et les profits tirés des emplois vacants sont nuls : $V = 0$. Les travailleurs peu qualifiés expérimentés négocient leur niveau de salaire w_e avec leur employeur tandis que les travailleurs peu qualifiés non expérimentés sont rémunérés au salaire minimum. Le salaire issu de la négociation correspond à la maximisation du produit des gains nets tirés de l'emploi par les deux acteurs pondérés par leurs pouvoirs de négociation respectifs. Le surplus tiré de l'emploi est donc partagé entre les deux acteurs en fonction de leur pouvoir de négociation. En cas d'échec des négociations, l'employeur devra à nouveau pourvoir son emploi vacant et le salarié rechercher un emploi. Le gain net pour l'employeur correspond donc à la différence entre le profit espéré tiré d'un poste expérimenté pourvu et celui d'un poste vacant, tandis que celui du salarié correspond à la différence entre le gain attendu de l'emploi expérimenté et son gain attendu en tant que chômeur (si les négociations échouent, il ne conservera pas son emploi). Le niveau de salaire d'équilibre w_e est déterminé par des négociations de Nash entre les acteurs :

$$w_e = \operatorname{argmax}(W_e - U)^\beta (J_e - V)^{1-\beta} \quad (7)$$

avec β , le pouvoir de négociation du salarié ($\beta < 1$) et $1 - \beta$, celui de l'employeur. En utilisant l'équation (7) et le fait que $V = 0$ et que $W_e - U = (w_e - \delta U)/(\delta + \lambda_e)$, on obtient :

$$w_e = \beta[(y_e + \underline{A})/M + (\tau_A \underline{p}\underline{w})/(\rho - 1)M] + (1 - \beta)\delta U \quad (8)$$

avec $M = 1 + \tau + \tau_A/(\rho - 1)$. En utilisant les équations (1), (3) et (7), l'expression de w_e devient :

$$w_e = z(1 - \beta)[1 - \Gamma(\theta, \mu) - \mu\beta\Gamma(\theta, \mu)/(\delta + \lambda_e)] + \underline{w}(1 - \beta)\Gamma(\theta, \mu) + [\underline{w}\rho\tau_A/(\rho - 1)M] \beta[1 + (1 - \beta)\mu\Gamma(\theta, \mu)/(\delta + \lambda_e)] + [(y_e + A)/M] \beta[1 + (1 - \beta)\mu\Gamma(\theta, \mu)/(\delta + \lambda_e)] \quad (9)$$

avec

$$\Gamma(\theta, \mu) = [s(\theta)(\delta + \lambda_e)]/[(\delta + \lambda_e)(\delta + s(\theta) + \lambda_{ne} + \mu) + \beta\mu s(\theta)]$$

Le salaire négocié par les travailleurs expérimentés dépend donc de plusieurs variables du modèle. Si l'on s'intéresse à l'effet d'un accroissement du salaire minimum w , on observe que le salaire négocié croît avec ce dernier. Le deuxième terme de l'équation (9) correspond à l'effet de diffusion du salaire minimum mis en évidence par Doisy *et al.* (2004), l'augmentation du salaire négocié étant moins que proportionnelle à celle du salaire minimum du fait de la pondération par le pouvoir de négociation de l'employeur et de la fonction $\Gamma(\theta, \mu)$ bornée par 1. Le troisième terme de l'équation (9) correspond à l'effet du salaire minimum sur les allègements : en effet, les allègements sont indexés sur le salaire minimum et une revalorisation de ce dernier conduit à accroître leur montant ce qui induit une hausse du surplus tiré de l'emploi et ainsi une marge de manœuvre supplémentaire pour augmenter les salaires.

Si l'on s'intéresse à présent spécifiquement aux paramètres de l'allègement (non étudiés par Doisy *et alii*), on constate que les effets diffèrent selon que l'on envisage une hausse du taux de l'allègement τ_A ou un accroissement du seuil de sortie de l'allègement ρ . L'effet direct des paramètres sur le salaire négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés est le suivant :

$$\partial w_e / \partial \tau_A = \beta(1 + (1 - \beta)\mu\Gamma(\theta, \mu)/(\delta + \lambda_e))[(\underline{w}\rho(1 + \tau) - A - y_e)/(M^2(\rho - 1))]$$

Le signe de cette expression est indéterminé.

$$\partial w_e / \partial \rho = \beta(1 + (1 - \beta)\mu\Gamma(\theta, \mu)/(\delta + \lambda_e))[(\tau_A(y_e - \underline{w}(1 + \tau) + A_{ne}))/M^2(\rho - 1)^2]$$

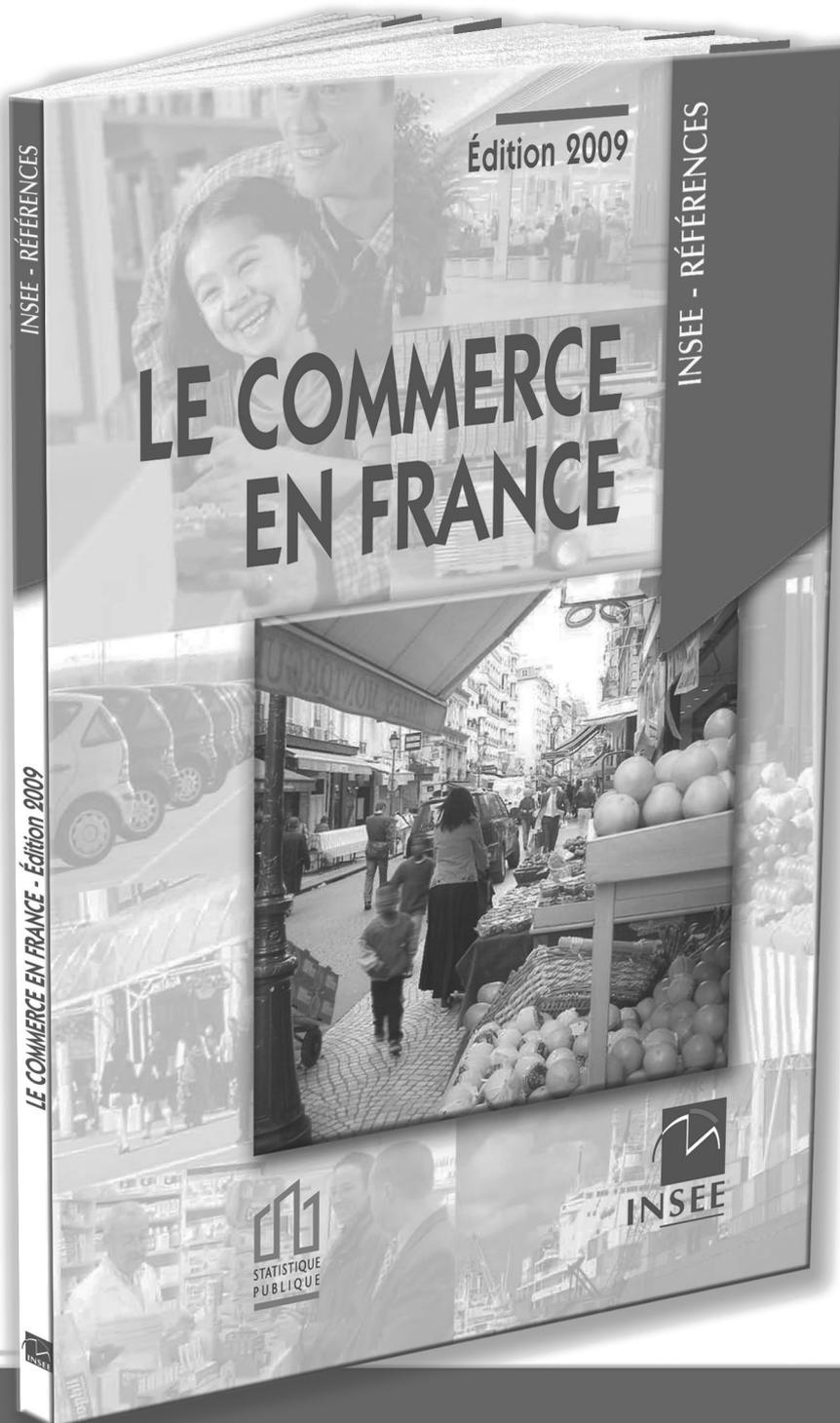
Cette dernière expression est positive puisque $y_e > y_{ne} \geq (1 + \tau)w - A_{ne}$ (1). Une hausse du salaire limite ouvrant droit au barème induit une augmentation non ambiguë du salaire négocié.

L'entreprise détermine son taux de promotion optimal en maximisant J_{ne} , ce qui équivaut à $J_e - J_{ne} = C_F + \mu(\partial C_F / \partial \mu)$. Le taux de promotion optimal se définit alors ainsi : $(\delta + \lambda_{ne} + \mu)(\delta + \lambda_e)(C_F + \mu(\partial C_F / \partial \mu)) = (y_e - (1 + \tau)w_e + A_e)(\delta + \lambda_e) - (y_{ne} - (1 + \tau)\underline{w} + A_{ne})(\delta + \lambda_{ne})$. Ce taux de promotion est fonction croissante de ρ , décroissante de τ_A et croissante du salaire minimum. En effet, une augmentation de ρ diminue le différentiel de coût du travail entre un salarié rémunéré au salaire minimum et un salarié expérimenté pour un niveau de salaire w_e donné tandis qu'une augmentation de τ_A l'accroît. Un allègement forfaitaire n'affecte pas ce différentiel de coût dans la mesure où il est identique quel que soit le salaire négocié.

Pour mesurer l'effet de ces paramètres sur les carrières salariales, il faut également tenir compte de leur impact sur les autres paramètres du modèle influençant le salaire négocié. Pour cela, nous avons simulé le modèle en calibrant la valeur de la productivité de chacun des emplois ainsi que le coût d'un emploi vacant. Pour calibrer les valeurs de ces paramètres, nous avons supposé un taux de chômage de 20 % sur le segment du marché du travail des travailleurs à bas salaires, une tension sur le marché du travail de 0,65 (ce taux est compatible avec le ratio moyen des offres sur demandes d'emploi enregistrées dans les familles professionnelles correspondant aux métiers peu qualifiés) ainsi qu'une élasticité de la demande de travail des employeurs à son coût de 1. La fonction d'appariement est supposée prendre la forme suivante : $m_0 \mu^{\nu} v^{1-\nu}$ avec $\nu = 0,5$. Les paramètres retenus dans la simulation sont les suivants et sont pour la plupart proches de ceux retenus par Doisy, Duchêne et Gianella : $\lambda_{ne} = 0,3$, $\lambda_e = 0,2$, $C_F = 30\,490\mu^2$, $m_0 = 1,25$. Le taux d'escompte est fixé à 5 % et le taux de remplacement des allocations-chômage à 0,8. Nous avons également retenu : $\tau = 0,42$ et $w = 13\,000$, à savoir le montant annuel du Smic en 2000.

1. Si cette condition n'est pas vérifiée, le profit instantané de l'employeur est négatif et ce dernier n'a pas intérêt à pourvoir son emploi vacant.

L'essentiel du commerce



> Trois dossiers sur :

- la proximité des équipements commerciaux à la population,
- la productivité du commerce entre 1995 et 2006,
- le commerce de détail en Europe.

En vente en librairie,
à l'Insee et sur www.insee.fr

16,50 € - Collection Insee-Références



INSEE