

D

DOCUMENT D'ÉTUDES

LES POLITIQUES D'ALLÈGEMENTS ONT-ELLES UN EFFET SUR LA MOBILITÉ SALARIALE DES TRAVAILLEURS À BAS SALAIRES ?

Par
Bertrand LHOMMEAU
Véronique REMY
(Dares)

N° 134
Janvier 2008

**Les documents d'études sont des documents de travail ;
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs
et ne représentent pas la position de la DARES.**



MINISTÈRE DE L'ÉCONOMIE,
DES FINANCES
ET DE L'EMPLOI

MINISTÈRE DU TRAVAIL,
DES RELATIONS SOCIALES
ET DE LA SOLIDARITÉ

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

Bertrand Lhommeau et Véronique Rémy*

janvier 2008

Résumé

L'étude se concentre sur les effets possibles des allègements de cotisations sociales employeur sur la politique salariale des entreprises à l'égard des travailleurs à bas salaires. Pour cela, nous avons suivi des individus qui restent au moins trois ans dans la même entreprise à l'aide du panel DADS sur une période de vingt ans. La méthode d'estimation retenue est un modèle à effets fixes étudiant les déterminants du taux de croissance des salaires mensuels inférieurs à 1,3 Smic. 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. 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 de décomposer ces deux effets et montre que l'effet négatif de la progressivité du coût marginal sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires l'emporte.

mots clés : allègements de cotisations sociales, mobilité salariale, coût du travail, travail peu qualifié.

codes JEL : J23, J31, J38.

Nous remercions tout particulièrement Ronan Mahieu pour son soutien au cours de notre travail. Nous remercions également Pascale Breuil, Dominique Goux, Bérengère Junod, Frédéric Lerais, Benoît Heitz ainsi que les participants de la session des JMA 2007 et du séminaire de la Dares pour leurs remarques constructives et leurs suggestions. Nous restons seuls responsables des erreurs éventuelles qui pourraient subsister dans l'article.

*DARES, Mission Analyse Economique, Ministère du Travail, des Relations Sociales et de la Solidarité, 39-43 quai André Citroën 75902 Paris cedex 15.

Les allègements de cotisations sociales employeur mis en oeuvre 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 travailleurs. Néanmoins, ces dispositifs ont pu affecter les trajectoires salariales des individus éligibles et non éligibles 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, donc, les caractéristiques des individus nouvellement employés ainsi que la mobilité salariale des travailleurs déjà employés. Dans ces conditions, l'amélioration des perspectives d'emploi a pu conduire à un ralentissement de la mobilité salariale des individus éligibles. En effet, 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 "trappes à bas salaires".

L'effet d'assiette (CSERC (1996), L'Horty (2000)) 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. 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, le potentiel effet 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 du coût du travail 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 travail¹. Les différentes mesures mises en place depuis 1993 ont donc cherché à concilier ces deux aspects de la politique d'allègements.

Si la majorité des études sur les allègements portent sur la mesure des effets emplois des allègements et concluent à l'efficacité de ceux-ci pour augmenter l'emploi peu qualifié², seules quelques rares études à ce jour ont cherché à évaluer explicitement l'effet des allègements sur les trajectoires salariales des individus déjà présents dans l'entreprise : 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 suite à l'instauration des allègements de cotisa-

¹Cette 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 l'arrêt de l'allègement est moindre, l'augmentation du coût salarial étant plus répartie (L'Horty (2000)).

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

tions employeurs. Les auteurs constatent qu'il existe effectivement une certaine persistance de l'état de travailleur à bas salaire dans la mesure où avoir un bas salaire l'année n augmente fortement le risque d'être à bas salaire l'année suivante. Néanmoins, ce risque ne semble pas s'être aggravé avec les allègements. En effet, la décote salariale liée au fait d'avoir été à bas salaire auparavant est de niveau comparable en 2001 et en 1991. Les auteurs attribuent cette apparente absence de "trappes à bas salaires" aux augmentations du salaire minimum, susceptibles d'avoir compensé le ralentissement des hausses de salaires induit par les allègements.

Plus récemment, Sraer (2007) étudie 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. L'auteur constate qu'en 1997 le taux de croissance des salaires entre t et $t + 1$ des individus à temps complet faiblement rémunérés (ayant un salaire inférieur à 1,33 Smic) s'est accru par rapport à celui des salariés non éligibles aux allègements situés immédiatement au-dessus dans la hiérarchie des salaires (soit les salariés rémunérés entre 1,33 et 1,6 Smic). Les premiers ont également davantage de chance d'être augmentés en 1997 qu'en 1994, période pendant laquelle les allègements étaient moins conséquents³. 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, Sraer compare l'évolution du taux de croissance des salaires entre 1984-1988 et 1994-1998 pour des individus ayant des caractéristiques observables proches et conclut 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. Il en conclut 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) et 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, en retenant plutôt une approche entreprise. L'objet de cette étude n'est pas d'analyser l'évolution des carrières salariales des travailleurs à bas salaire suite à la mise en place des allègements, mais plutôt d'évaluer dans quelle mesure les différentes politiques d'allègements mises en oeuvre 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

³Avec cette stratégie, l'auteur étudie 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'allègements

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 formes d'allègements au cours de la période contrairement à Sraer (2007) qui se concentre sur la première vague d'allègement (1994-1997).

Dans une première partie, les effets attendus des allègements de cotisations sociales sur la mobilité salariale sont décrits à l'aide du cadre théorique d'un modèle d'appariement. La deuxième partie rappelle l'évolution de la réglementation sur les allègements depuis 1993 et ses conséquences sur l'intensité et la progressivité tandis que la troisième partie décrit à l'aide d'indicateurs simples la variation de la mobilité salariale des faibles rémunérations mesurée sur le panel DADS de l'Insee de la seconde moitié des années 1980 jusqu'au début des années 2000. La quatrième et dernière partie vise à estimer empiriquement le rôle des différents facteurs qui ont pu affecter la mobilité salariale : elle met notamment en évidence l'effet ambigu des allègements sur la politique salariale adoptée par les entreprises.

1 Effets théoriques des allègements 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, Duchêne et Gianella (2004) en explicitant la forme prise par les allègements. Nous raisonnons en équilibre partiel dans la mesure où nous ne tenons compte que des effets directs des variables sur le salaire négocié sans prendre en compte leurs conséquences indirectes sur l'emploi et l'équilibre réalisé sur le marché du travail. En effet, ne nous intéressent ici que les conséquences des allègements et des autres variables pertinentes sur les salaires négociés par les salariés déjà présents dans une entreprise (la description du modèle d'appariement est donnée en annexe A). L'employeur est susceptible de pourvoir un poste peu qualifié au taux $h(\theta)$ avec un travailleur peu qualifié non expérimenté et l'emploi a alors une productivité y_{ne} . Ce salarié est supposé rémunéré au salaire minimum $w_{ne} = \bar{w}$. Les chances pour l'employeur de pourvoir le poste dépendent négativement de la tension sur le marché du travail. 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 au taux μ qui correspond ainsi à la probabilité d'être promu et est alors rémunéré au salaire w_e . L'emploi occupé avec 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 au taux λ_{ne} , ce taux 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 :

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

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

avec τ_A , le taux d'allégement, p , le seuil d'extinction de l'allégement et \bar{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, $\bar{A} = 0$ et le taux maximal d'allégement est de 26 points de cotisations au niveau du Smic (ou 28,1% 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 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 mais 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. En effet, le salaire d'équilibre est une fonction croissante du taux de promotion μ , ce dernier étant 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.

Nous allons maintenant nous intéresser aux paramètres entrant dans le calcul des allégements et susceptibles d'influencer le salaire d'équilibre négocié par les travailleurs expérimentés, soit : le niveau du salaire minimum \bar{w} , le taux d'allégement τ_A , le seuil de sortie des allégements p et le niveau de l'allégement forfaitaire \bar{A} . Comme mentionné plus haut, le salaire négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés dépend directement des variables d'intérêt mais également indirectement par le biais du taux de promotion. Le tableau suivant résume les effets directs et indirects des variables d'intérêt :

paramètres	salaire minimum \bar{w}	taux d'allégement τ_A	seuil de sortie p	allégement forfaitaire \bar{A}
effet direct	> 0	?	> 0	> 0
effet indirect	> 0	< 0	> 0	$= 0$
effet total	> 0	?	> 0	> 0

TAB. 1 – Effet des différents paramètres sur le salaire négocié par les travailleurs expérimentés

L'effet d'un accroissement du salaire minimum \bar{w} sur le salaire négocié est positif à la fois de manière directe et indirecte. 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, Duchêne et Gianella (2004) (le deuxième terme de l'équation (13) en annexe A), l'augmentation du salaire négocié étant 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 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 manoeuvre supplémentaire pour augmenter les salaires. L'effet indirect est également positif dans la mesure où une hausse de \bar{w} revient à augmenter le différentiel de gain pour l'employeur entre le fait de pourvoir son emploi par un travailleur expérimenté et 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 non expérimenté diminue avec la hausse du salaire minimum). L'effet global sur w_e est ainsi positif.

Si l'on s'intéresse à présent spécifiquement à la forme de l'allègement (non étudiée 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 de la borne supérieure ouvrant droit à l'allègement p . L'effet direct d'une hausse du taux d'allègement 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 à la borne supérieure de l'allègement. Ainsi, si la condition $p\bar{w}(1 + \tau) - \bar{A} > y_e$ n'est pas vérifiée, une hausse du taux d'allègement 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'allègement induit une augmentation du surplus à partager entre le travailleur et l'entreprise, ce qui a un effet favorable sur le salaire négocié mais, d'autre part, elle renchérit le coût d'une augmentation de salaire dans la mesure où la perte d'allègement 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'allègement accroît le différentiel de coût du travail entre un travailleur expérimenté et un travailleur peu expérimenté. Ainsi, une hausse du taux d'allègement est susceptible de conduire à une situation de trappe à bas salaires par deux canaux : celui du salaire négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés w_e et celui de la probabilité d'accéder à des postes mieux rémunérés μ .

Une hausse de l'allègement forfaitaire \bar{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 le salaire négocié. Il n'a aucun effet indirect sur le salaire négocié 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. Enfin, une hausse de la borne supérieure du barème 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 $p\bar{w}$, le surplus tiré de l'appariement par le salarié et l'entreprise est donc accru pour tous les niveaux de salaire inférieurs à la nouvelle borne supérieure de l'allègement. De plus, une hausse de p conduit à augmenter les chances de promotion du salaire rémunéré au salaire minimum dans la mesure où elle diminue le différentiel de coût du travail entre un salarié expérimenté et un salarié rémunéré au salaire minimum. Ainsi, une augmentation du seuil d'extinction du barème p a un effet favorable sur les salaires.

Le modèle théorique développé ici nous a permis d'éclairer quelques uns des effets attendus des variables étudiées dans l'article. Nous allons maintenant décrire l'évolution des deux dimensions des allègements : d'une part, l'intensité d'allègement mesurée par le ratio montant des allègements sur masse salariale de l'entreprise ; l'indicateur est calculé en moyenne pour les années t et $t + 1$. D'autre part, la progressivité abordée ici par un indicateur 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 τ_A revient à accroître la dégressivité de l'allègement et donc la progressivité du coût du travail tandis qu'une hausse de p revient à accroître l'intensité de l'allègement dans la mesure où le niveau de l'allègement est accru quel que soit le niveau de salaire négocié. D'après le modèle, le premier paramètre a un effet ambigu sur la mobilité salariale tandis que le second a un effet positif.

2 Deux logiques pour les allègements de cotisations sociales patronales

À la différence des précédentes mesures (par exemple, les aides pour l'apprentissage ou pour l'embauche d'un chômeur de longue durée), 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, améliorer l'employabilité des moins qualifiés (CSERC, 1996). A partir de 1998, 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 oeuvre de cette réduction initiée avec le dispositif Robien en 1996 (Lhommeau et Rémy, 2007). La loi Fillon met en oeuvre 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.

2.1 Des allègements concentrés sur les très bas salaires mensuels jusqu'en 1998

La politique d'allègement des cotisations introduite en juillet 1993 est ciblée sur les plus bas salaires mensuels (Gubian (1999)). Réservée aux salaires inférieurs à 1,2 Smic temps complet dans un premier temps, elle a été étendue jusqu'à 1,33 Smic (figure 1). Plus précisément, l'intensité des allègements atteint son maximum pour les salaires mensuels inférieurs ou égaux au Smic (graphique 2-A) ce qui avantage particulièrement les emplois à temps partiel dont l'embauche est par ailleurs encouragée par des dispositifs spécifiques (figure 4).

Dans les premières versions, le profil des allègements comporte deux marches d'escalier ; ponctuellement, le coût du travail progresse alors beaucoup plus que le salaire brut au niveau du seuil de ces marches (graphique 2-B). L'ampleur de ces "incidents" est toutefois contenue en raison du faible niveau des cotisations allégées à cette période. En effet, en 1994, l'allègement général se limite à une exonération totale (jusqu'à 1,1 Smic mensuel) ou partielle (de 1,1 à 1,2 Smic

Date	Mesure	Principe	Profil du barème pour un emploi à temps complet, hors abattement temps partiel*
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.	
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.	

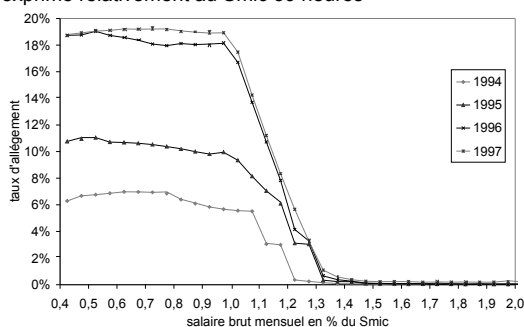
Source : Gubian (1999) complété par les auteurs. Note : pour le secteur de l'hôtellerie restauration et les chauffeurs routiers longue distance, les ristournes Juppé 2 et 3 sont majorées. De plus, un allègement textile spécifique se substituant à la RBS a été mis en place de 1996 à 1999 (taux de 29,4% jusqu'à 1,5 Smic).

* 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.

FIG. 1 – Les différents dispositifs d'allègement mis en place depuis 1993

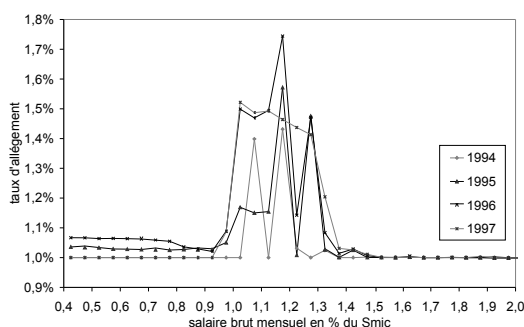
mensuel) des cotisations sociales familiales (graphiques 2-A).

A : allègements de cotisations sociales, en % du salaire brut, selon le salaire brut exprimé relativement au Smic 39 heures



Lecture : en 1994, le coût du travail augmente de 1% suite à une augmentation du salaire brut de 1% pour les salaires compris entre 1 et 1,05 fois le Smic mensuel.

B : variation du coût du travail à la suite d'une augmentation de 1% du salaire horaire brut



Lecture : en 1994, les allègements de cotisations sociales représentaient 5,6% du salaire brut pour les salaires compris entre 1 et 1,05 fois le Smic mensuel.

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

FIG. 2 – Intensité des allègements et progressivité du coût du travail, 1994-1997

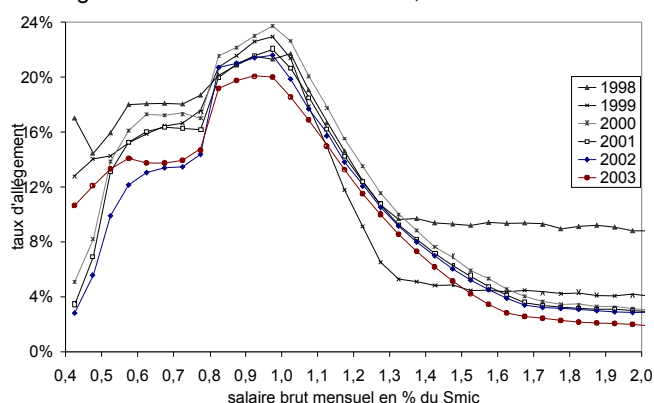
Ces pics dans la progressivité du coût disparaissent à partir de fin 1996 avec l'introduction d'une dégressivité continue du barème des allègements qui accompagne l'élargissement de la population éligible aux allègements (jusqu'à 1,33 Smic mensuel) et le relèvement du montant maximal des cotisations allégées (18,2% du salaire brut en 1998, graphique 2-A). Globalement sur l'ensemble de la période, l'augmentation de la progressivité du coût du travail apparaît limitée : hors effets de seuil, l'augmentation moyenne du coût du travail faisant suite à une augmentation de 1% du salaire brut excède rarement 1,5% (graphique 2-B) en moyenne.

2.2 A partir de 1998, des aides plus diffuses pour amortir le passage à la RTT ...

L'année 1998 est marquée par une refonte des allègements généraux de cotisations. D'une part, en complément des premiers allègements destinés à soutenir

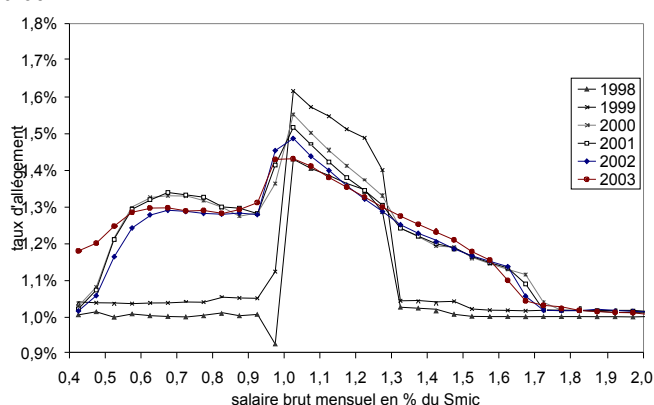
la demande de travail faiblement rémunéré et peu qualifié, de nouveaux allègements sont mis en place afin d'inciter les entreprises à réduire leur temps de travail en limitant la hausse du coût horaire du travail associée à cette réduction. Ces allègements réservés aux entreprises signataires d'un accord de réduction de temps de travail entrent en vigueur avec le vote de la loi Aubry I et s'ajoutent à la ristourne sur les bas salaires. L'ensemble des allègements associés à la RTT ont un point commun : ils ne s'appliquent pas uniquement aux bas salaires dans la mesure où ils ne sont pas conditionnés au salaire versé par l'employeur, même si leur forme varie (pourcentage d'exonération de cotisations de sécurité sociale pour le dispositif Robien et aide structurelle forfaitaire pour le dispositif Aubry I). Ainsi, pour les années 1998 et 1999, l'intensité des aides à la RTT ne s'annule plus aux environs de 1,3 Smic, elle tend plutôt à décliner très lentement au-delà de ce seuil (graphiques 3).

A : allègements de cotisations sociales, en % du salaire brut



Lecture : en 1998, les allègements de cotisations sociales représentaient 22,0% du salaire brut pour les salaires compris entre 1 et 1,05 fois le Smic mensuel (169 heures).

B : variation du coût du travail à la suite d'une augmentation de 1% du salaire horaire brut



Lecture : en 1998, le coût du travail augmente de 1,4% suite à une augmentation du salaire brut de 1% pour les salaires compris entre 1 et 1,05 fois le Smic mensuel (169 heures).

Champ : salariés du secteur privé EB-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés dans une entreprise qui n'a pas réduit la durée du travail.
Source : panel Dads, Insee, calculs Dares.

FIG. 3 – Intensité des allègements et progressivité du coût du travail dans les entreprises qui ont réduit la durée du travail, 1998-2003

D'autre part, la ristourne sur les bas salaires est proratisée en fonction du nombre d'heures travaillées afin de ne plus encourager les entreprises à recourir

Période	Mesure d'allègements des cotisations de sécurité sociale* : maladie, maternité, invalidité, décès vieillesse, accidents du travail, prestations familiales***	Taux
Du 1 ^{er} septembre 1992 au 7 janvier 1993**	19h-30h hebdomadaires (83 h-130h mensuelles) - embauches en CDI ou conversion de temps complet	30%
Du 7 janvier 1993 Au 8 avril 1994	- 19h-30h hebdomadaires (83 h-130h mensuelles) - embauches en CDI ou conversion de temps complet	50%
Du 8 avril 1994 Au 13 juin 1998	- 16h-32h hebdomadaires (68 h-136h mensuelles ou 708h à 1415 h annuelles) - embauches en CDI ou conversion de temps complet	30%
Du 13 juin 1998 au 1 ^{er} janvier 2001	- 18 h-32 heures hebdomadaire (78h-136h mensuelles ou 816 heures à 1415 h annuelles) diverses restrictions sont apportées au droit à l'exonération non cumulable avec les aides à la RTT	30%
A partir du 1 ^{er} janvier 2001 ou du 1 ^{er} janvier 2003	Fin des embauches dans le cadre de l'abattement temps partiel : il ne sera plus possible pour aucune entreprise d'accéder au bénéfice de l'abattement 30% de cotisations patronales un an après la baisse de la durée légale du travail soit au 1er janvier 2001 pour les entreprises de 20 salariés ou plus ou au 1er janvier 2003 pour les entreprises de moins de 20 salariés.	

* cumul possible avec les aides aux emplois à bas salaire à compter du 1/07/1993
** cette mesure n'est pas simulée ici
*** la mesure est simulée sur un cadre hebdomadaire (limites hebdomadaires x52, car la durée de paie inclut les congés payés).
Sources : liaisons sociales et Gubian et Le Corre (1999).

FIG. 4 – Calendrier des mesures en faveur de l'emploi à temps partiel

au temps partiel. Cela se traduit par une intensité moyenne des allègements qui croît désormais jusqu'à 1 Smic temps complet pour y atteindre son maximum (graphiques 3-A et 5-A) alors que les emplois à temps partiel rémunérés sous le Smic mensuel bénéficiaient auparavant d'une intensité maximale des allègements (graphique 2-A).

La loi du 19 janvier 2000, dite 'Aubry II' vient compléter les dispositifs favorisant le recours à la RTT en réformant et étendant les allègements bas salaires pour ces mêmes entreprises. Dans le cas général d'une entreprise dont l'horaire est passé à 35 heures, l'aide Aubry II se compose de deux éléments :

- une aide pérenne destinée aux entreprises n'ayant pas signé d'accord Robien ou Aubry I. Cette aide est versée quel que soit le niveau de salaire ;
- un allègement sur les bas et moyens salaires (jusqu'à 1,8 Smic mensuel) qui se substitue à la ristourne sur les bas salaires. Cet allègement annule 20,6% des cotisations patronales au niveau du Smic mensuel. Pour les entreprises ayant déjà conclu un accord (Robien ou Aubry I), il s'ajoute aux aides incitatives des accords passés.

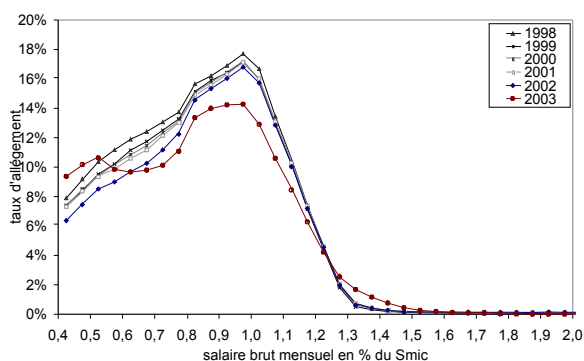
Ainsi, de 1998 à 2002, pour les entreprises passées à 35 heures, les allègements se diffusent progressivement bien au-delà des très bas salaires mensuels (graphique 3-A). La progressivité du coût reflète également bien ces changements d'attribution des allègements. D'une part, les salaires inférieurs au Smic mensuel - soit des emplois à temps partiel - sont affectés par une progressivité plus élevée en raison de la proratisation totale de l'allègement. D'autre part, le pic de progressivité qui est atteint au voisinage du Smic mensuel tend plutôt à s'atténuer au fur et à mesure pour deux raisons : d'une part, l'élargissement de la fenêtre des éligibles aux moyens salaires et, d'autre part, la mise en place des

garanties mensuelles de rémunérations qui permettent une rémunération horaire minimale inférieure au Smic des entreprises restées à 39 heures. Au total, la progressivité est relevée pour un plus grand nombre de salariés mais son niveau le plus élevé est abaissé (graphique 3-B).

2.3 ... et une réduction progressive des mesures encourageant les emplois à temps partiel dans les entreprises restées à 39 heures

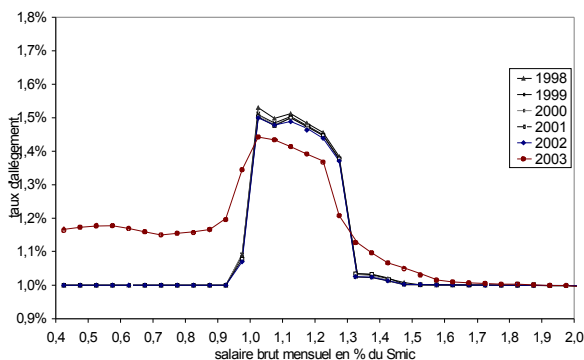
Les entreprises restées à 39 heures continuent de bénéficier de la ristourne sur les bas salaires dont le seuil d'éligibilité est toutefois ramené de 1,33 à 1,3 Smic à partir de 1998. En outre, le montant de la réduction est désormais calculé au prorata des heures rémunérées. Ainsi, l'intensité des allègements croît jusqu'à 1 Smic mensuel où elle atteint son maximum (graphiques 5-A), tandis que le profil de la progressivité n'évolue pas entre 1998 et 2002 : pour une augmentation de 1% du salaire brut, le coût du travail augmente de 1,5% autour du Smic et de 1,4% autour de 1,3 Smic.

A : allègements de cotisations sociales, en % du salaire brut



Lecture : en 1998, les allègements de cotisations sociales représentaient 16,7% du salaire brut pour les salaires compris entre 1 et 1,05 fois le Smic mensuel (169 heures).

B : variation du coût du travail à la suite d'une augmentation de 1% du salaire brut



Lecture : en 1998, le coût du travail augmente de 1,5% suite à une augmentation du salaire brut de 1% pour les salaires compris entre 1 et 1,05 fois le Smic mensuel (169 heures).

Champ : salariés du secteur privé EB-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés dans une entreprise qui n'a pas réduit la durée du travail.
Source : panel Dads, Insee, calculs Dares.

FIG. 5 – Intensité des allègements et progressivité du coût du travail dans les entreprises qui n'ont pas réduit la durée du travail, 1998-2003

La mise en oeuvre de la loi Fillon à partir de juillet 2003, vise à faire converger les cinq garanties mensuelles de rémunération (apparues avec la loi Aubry II, cf. encadré 1) avec le Smic 39 heures en juillet 2005. Cela conduit à une forte revalorisation du Smic 39 heures sur cette période. Cette convergence du salaire horaire minimum s'accompagne d'une harmonisation progressive des dispositifs d'allègements. En juillet 2005, les allègements retrouvent leur vocation initiale de soutien des emplois à bas salaires. Par rapport à la ristourne sur les bas salaires de 1996, le niveau des allègements est fortement revalorisé de 18,2 points de cotisations à 26 points. Pour limiter le surcroît de progressivité du coût induit par ce relèvement, le seuil d'extinction est porté à 1,6 Smic. Le passage à une référence horaire à partir de 2003 conduit à une évolution défavorable pour les emplois à temps partiel ; l'intensité des allègements diminue tandis que la progressivité du coût augmente (graphiques 5).

Encadré 1 : 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 1er juillet de chaque année après avis de la Commission nationale de la négociation collective (CNNC). 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). Par ailleurs, il peut également être réévalué en cours d'année si l'augmentation des prix à la consommation (hors tabac) dépasse 2% depuis la dernière revalorisation. Enfin des "coups de pouce" peuvent être donnés au Smic sur décision du gouvernement et sa hausse être supérieure à celle liée à son indexation.

Dans le cadre de la réduction du temps de travail (RTT), la loi du 19 janvier 2000, dite "Aubry 2", a posé le principe d'une garantie d'évolution du pouvoir d'achat des salariés au 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 1er juillet depuis 2000, avaient conduit à la naissance de différentes "générations" de GMR échelonnées selon la date de mise en oeuvre de la RTT. Jusqu'en juillet 2002, le Smic et les différentes GMR étaient indexés sur la hausse des prix à la consommation (hors tabac) et sur la moitié de l'augmentation annuelle du pouvoir d'achat du salaire horaire de base ouvrier (SHBO) pour le Smic, du salaire mensuel de base ouvrier (SMBO) pour les garanties.

Un salarié à temps partiel réduisant sa durée du travail bénéficiait des règles de la GMR au prorata de sa durée. Pour celui dont la durée était maintenue, voire augmentée, la rémunération devait être au minimum égale au montant de la GMR, à la condition qu'il existe dans l'entreprise des salariés occupant des emplois équivalents en nature et rémunérés sur la base de la GMR. Dans le cas contraire, sa rémunération minimale était déterminée par le Smic horaire.

La loi du 17 janvier 2003, dite "Fillon", a programmé la disparition progressive du système de garanties au 1er 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 1er 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).

3 Un ralentissement de la mobilité salariale au début des années 90

Pour apprécier l'évolution de la mobilité salariale entre les deux dates t et $t + 2$, l'étude limite par la suite son champ d'analyse aux seuls salariés qui restent dans la même entreprise durant cette période de trois ans (cf. encadré 2). On construit ainsi une suite de courts panels cylindrés sur trois ans. D'une part, il ne s'agit pas ici d'étudier les éventuels effets 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 (on ne s'intéresse pas aux évolutions de la probabilité de perdre son emploi ou de changer d'entreprise pour les travailleurs occupant des emplois à bas salaires (Audenis, Laib et Roux (2002)).

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 suite à 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).

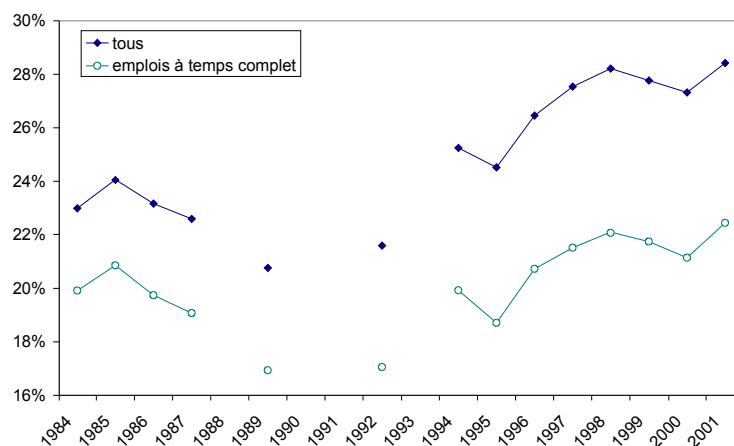
Cette mobilité peut être mesurée par une grande variété d'indicateurs : par exemple, la mobilité des salaires en niveau (nominaux ou déflatés des prix, du Smic,...) ou en relatif (transition d'un quantile à l'autre). Ces indicateurs ne conduisent pas forcément au même diagnostic (Buchinsky, Fields, Fougère 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 : $\frac{w_{t+2}^{bs}/ip_{t+2} - w_t^{bs}/ip_t}{w_t^{bs}/ip_t}$ avec $bs = \leq 1,3$ 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 : nbe 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/nbe de travailleurs percevant un salaire mensuel $\leq 1,3$ Smic dans l'entreprise i en t .

3.1 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 (cf. annexe B) augmente significativement au début des années 90 alors qu'elle était plutôt déclinante à la fin des années 80. Cette évolution est également observée sur 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% parmi l'ensemble des salariés. Cela s'explique en partie par la progression de l'emploi à temps partiel sur la période (Lhommeau (2005)) ; le calcul des premiers barèmes d'allègements de cotisations est très favorable à l'emploi incomplet et l'embauche ou la conversion d'emploi à temps partiel est en outre encouragée par des dispositifs spécifiques (voir section 2). Or, ces emplois, souvent peu qualifiés, cumulent faible rémunération horaire et faible horaire travaillé et viennent donc grossir le rang des basses rémunérations mensuelles.



Lecture : en 1984, 23 % de l'ensemble des salariés sont rémunérés au mieux 1,3 Smic temps complet.
 Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés qui n'ont pas changé d'entreprise pendant au moins trois ans.
 Source : panel Dads, Insee, calculs Dares. Les valeurs manquantes sont liées au fait que les données du panel DADS ne sont pas exploitables en 1990 et 1993.

FIG. 6 – Part des "bas salaires" entre 1984 et 2001 parmi les salariés qui ne changent pas d'entreprise pendant au moins trois ans.

La dynamique de l'emploi à temps partiel n'explique toutefois pas à elle seule la diffusion des bas salaires. En effet, la part des personnes à bas salaires parmi le salariat à temps complet augmente également au début des années 90 (graphique 6). Cette progression des bas salaires coïncide de fait avec l'instauration des allègements de charges ciblés sur les bas salaires. La progression de l'emploi faiblement rémunéré 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 au moins 20 ans, se stabilise seule-

ment à partir de 1993 sur le champ, retenu ici, des salariés restant au moins trois ans dans la même entreprise.

3.2 Un ralentissement de la mobilité des bas salaires

La progression de la part des emplois rémunérés au mieux 1,3 Smic à temps complet au milieu des années quatre-vingt-dix résulte de deux phénomènes : d'une part, la diffusion accélérée du temps partiel et la stabilisation de l'emploi faiblement qualifié dans l'ensemble des emplois ; d'autre part, le ralentissement de la mobilité salariale des plus bas salaires à l'intérieur des entreprises.

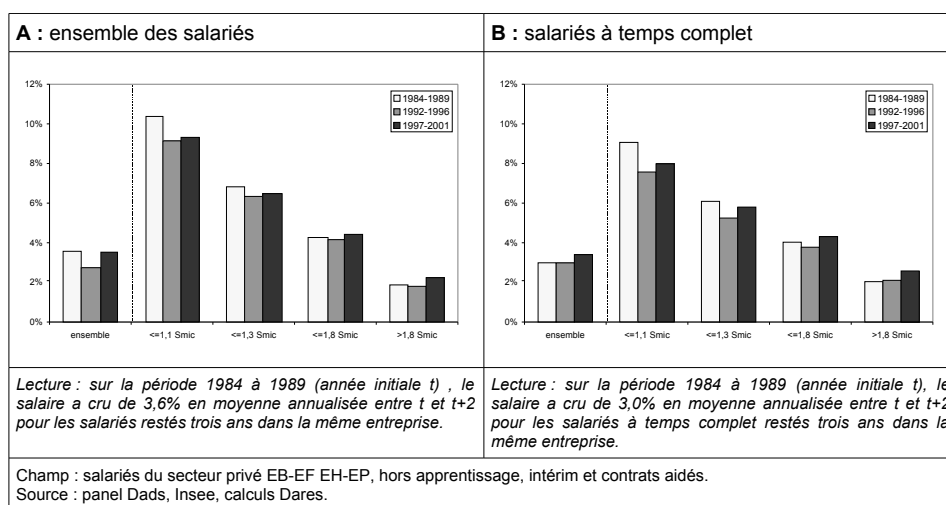
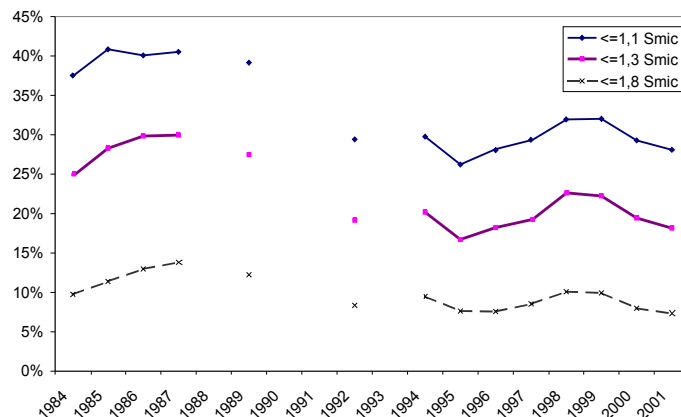


FIG. 7 – Taux de croissance annualisé du salaire pour les salariés restés au moins trois ans dans la même entreprise

Mesurés pour l'ensemble des salariés restés dans la même entreprise trois années consécutives, les gains annuels de salaire réel moyen (déflatés par l'indice des prix à la consommation y compris le tabac) diminuent de 0,9 point entre la fin des années quatre-vingt et le milieu des années quatre-vingt-dix (+ 3,6% à + 2,7%) (graphique 7-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. La croissance des salaires s'accélère de nouveau à la fin des années 90 : sur la période 1997-2001, le taux de croissance moyen retrouve son niveau de la fin des années 80. Les salaires à temps complet sont même légèrement plus dynamiques (graphique 7-B).

Autre symptôme d'une moindre mobilité des bas salaires au milieu des années quatre-vingt-dix, les sorties des bas salaires (le salaire dépasse alors 1,3 Smic temps complet), qui devenaient plus fréquentes à la fin des années quatre-vingt, se font plus rares ensuite. En moyenne, 27,5% des personnes qui percevaient moins de 1,3 Smic temps complet en 1989 avaient dépassé ce seuil deux ans plus tard (graphique 8). Cette proportion tombe à 16,7% pour les bas salaires de 1995. Elle remonte ensuite un peu jusqu'en 1999 sans toutefois retrouver

son niveau de la fin des années 80. Enfin, le début des années 2000 marque un retournement à la baisse. En comparaison, la sortie des salaires inférieurs à 1,8 Smic apparaît à la fois plus rare et moins cyclique (graphique 8).



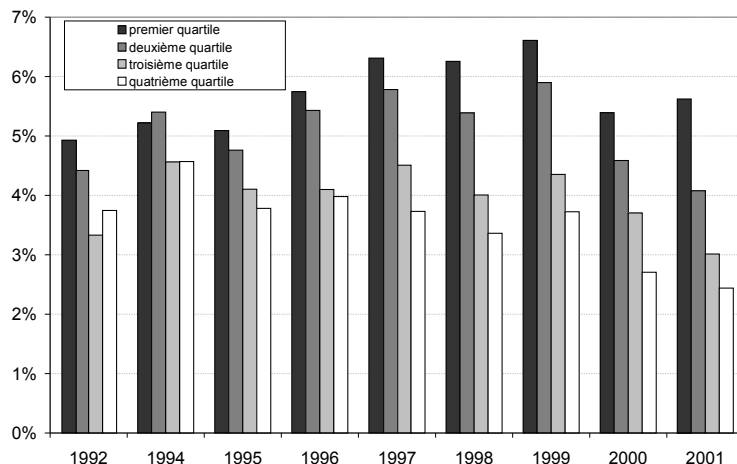
Lecture : 24,8% des salariés qui gagnaient moins de 1,3 Smic en 1984 gagnaient plus de 1,3 fois le Smic deux ans plus tard.
 Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.
 Source : panel Dads, Insee, calculs Dares. Les valeurs manquantes sont liées au fait que les données du panel DADS ne sont pas exploitables en 1990 et 1993.

FIG. 8 – Taux de sortie des bas et moyens salaires à 1,1 Smic, 1,3 Smic et 1,8 Smic mensuels pour les salariés restés au moins trois ans dans la même entreprise

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 9). 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 pour les salariés rémunérés à un salaire inférieur ou égal à 1,3 Smic $\Delta CT_i = moyenne[(CT(w_{ji} * 1.01) - CT(w_{ji})) / CT(w_{ji})]$ avec w_{ij} le salaire brut du salarié j dans l'entreprise i et CT le coût du travail associé à ce salaire. 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. Concernant l'intensité des allègements, les conséquences sur la mobilité salariale sont moins aisément identifiables : aucune relation claire ne se dégage entre l'intensité d'allègement et le taux de croissance des salaires, la relation variant au cours du temps tandis qu'il semble 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. graphiques 10-A à 10-C). 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 prend une forme en U. Enfin, le taux de croissance moyen des salaires des travailleurs à bas salaires n'est pas

systématiquement plus faible dans les secteurs bénéficiant le plus des allègements que la moyenne des autres secteurs, dans la mesure où le secteur des services aux particuliers et des transports pratiquent des hausses de salaires supérieures à la moyenne de l'ensemble des secteurs.



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%.

FIG. 9 – Taux de croissance des salaires en fonction de la progressivité moyenne du coût du travail

4 Estimation des effets des allègements sur la mobilité salariale

Le ralentissement de la mobilité salariale observé au début des années 90 décrit précédemment est-il seulement conjoncturel, reflétant le recul marqué de la croissance au début des années quatre-vingt-dix 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 macroéconomique, revalorisation du Smic, réduction du temps de travail, allègements de cotisations sociales,... les facteurs qui ont pu influencer la mobilité salariale sont nombreux et de sens contradictoires.

4.1 Un modèle de Mundlak

Pour essayer d'apprécier le rôle de chacun de ces facteurs, nous estimons maintenant un modèle à effets individuels qui suit la forme générale de l'équation (3) :

$$y_{it} = x_{it}\beta_1 + z_{jt}\beta_2 + \alpha_i + u_{it} \quad (3)$$

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

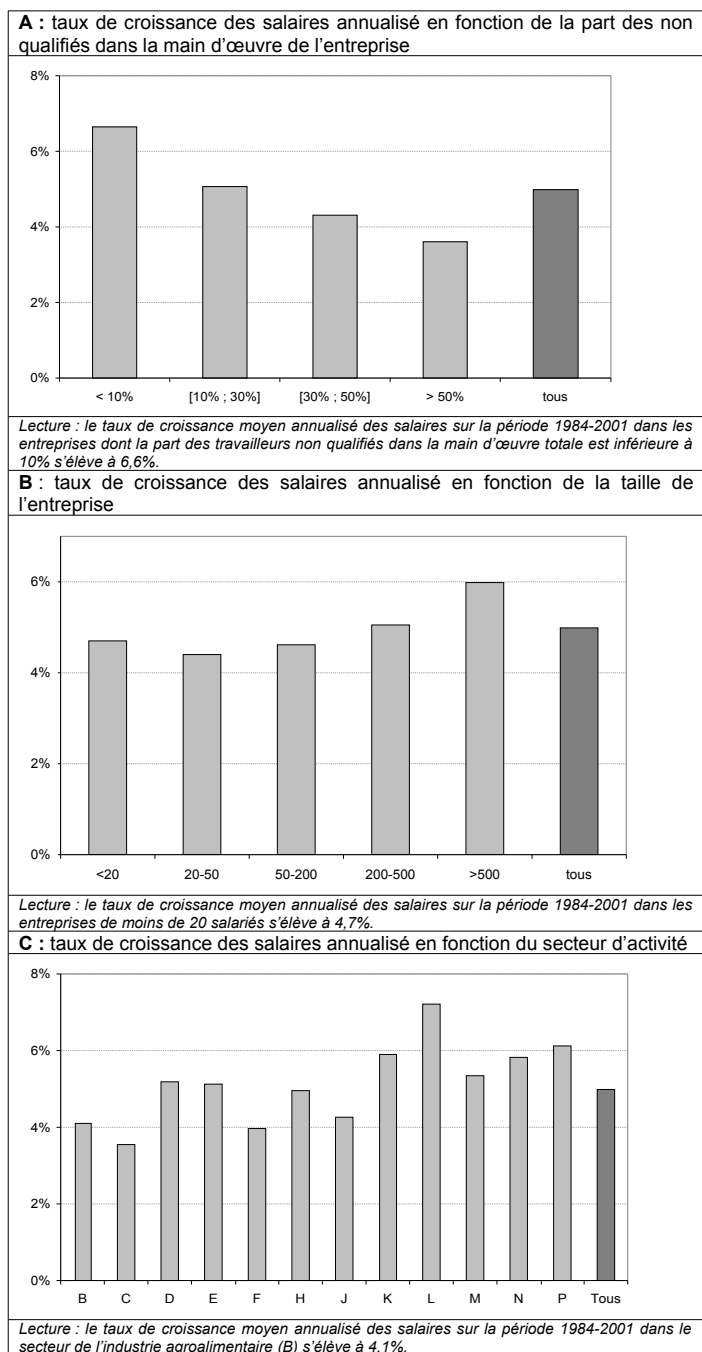


FIG. 10 – Taux de croissance des salaires selon les caractéristiques des entreprises

variables macroéconomiques mesurées au niveau du secteur, α_i , à l'effet individuel et u_{it} , au terme d'erreur.

Afin d'estimer cette équation, 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. Le modèle de Mundlak permet de tenir compte de cette éventuelle corrélation. 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_i ⁴, l'équation (3) peut se réécrire de la manière suivante (pour un exposé plus détaillé voir Magnac (2001)) :

$$y_{it} = x_{it}\beta_1 + z_{jt}\beta_2 + x_i.\theta_1 + d_i\theta_2 + v_i + u_{it} \quad (4)$$

avec d_i , 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 qui regroupe 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)). Pour estimer cette équation, il faut préciser des hypothèses sur la corrélation entre les variables x_{it} et $v_i + u_{it}$, le résidu. Le modèle de Mundlak pose que cette corrélation est nulle. On peut alors montrer que ce modèle 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_i ⁵.

Néanmoins, la difficulté de l'estimation est que l'on peut penser que comme les indicateurs de progressivité de coût du travail et d'intensité d'allègement sont calculés au niveau de l'entreprise (puis au niveau de la cellule), ils sont endogènes et résultent d'un choix de l'entreprise et sont ainsi corrélés aux $v_i + u_{it}$. En effet, la progressivité du coût du travail et l'intensité d'allègements ne s'imposent pas à l'entreprise mais peuvent être la résultante de son choix en matière de composition de la main d'oeuvre et de sa politique salariale. L'hypothèse de corrélation nulle entre les x_{it} et $v_i + u_{it}$ n'est ainsi plus vérifiée. Plusieurs arguments permettent néanmoins de la considérer comme une hypothèse valable. 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 ainsi pas en mesure d'ajuster en $t + 1$ la composition de sa main d'oeuvre pour bénéficier des allègements. D'autre part, les modifications des barèmes d'allègements ont été relativement fréquentes et

⁴ $\alpha_i = \theta_1 x_i + \theta_2 d_i + v_i = \theta z_i + v_i$ en supposant que la corrélation entre z_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)).

⁵l'équation s'écrit alors ainsi : $y_{it} = (x_{it} - x_i)\beta_1 + z_{jt}\beta_2 + x_i.\gamma_1 + d_i\theta_2 + v_i + u_{it}$ avec $\gamma_1 = \beta_1 + \theta_1$.

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. L'entreprise peut en effet embaucher ou licencier ses salariés pour profiter au mieux des allègements mis en place mais ces mouvements ne sont pas considérés puisque nous ne nous sommes intéressés qu'au devenir des salariés présents dans l'entreprise pendant trois ans.

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_i entre les cellules sur l'ensemble de la période. En pratique, on estime le modèle défini par l'équation (4).

Pour vérifier si le modèle de Mundlak constitue la meilleure méthode d'estimation possible, on peut mettre en oeuvre 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 le modèle de Mundlak est le meilleur possible (Magnac (2001)).

4.2 Cellulage préalable des données individuelles

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 alii*). L'unité d'observation n'est alors plus 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)⁶. 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 appartenant au même secteur, de même taille et ayant un degré de recours comparable à une main d'oeuvre peu qualifiée. 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 davantage recourir au travail peu qualifié. Avec le cellulage, cette entreprise change de cellule tandis que si

⁶La 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)).

l'on s'intéressait à l'entreprise elle-même, l'identification d'un effet fixe entreprise serait difficile, les composantes du choix de l'entreprise étant modifiées ; en effet, les variables supposées invariantes au cours du temps d_i ne le seraient plus.

Selon Cardoso et Gardes (1996), pour déterminer la taille de la cellule, deux éléments de sens opposés 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 cellulaire ont pour inconvénient de ne pas suffisamment prendre en compte l'hétérogénéité entre individus au sein d'une même 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 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, soit le secteur marchand non agricole hors énergie ; 5 tailles d'entreprises sont ensuite distinguées : les entreprises comptant moins de 20 salariés, celles comptant entre 20 et 50 salariés, celles entre 50 et 200 salariés, puis entre 200 et 500 et, enfin, les entreprises de plus de 500 salariés. Enfin, quatre niveaux de recours au travail peu qualifié dans la main d'oeuvre totale de l'entreprise sont retenus : la part de l'effectif peu qualifié est inférieure à 10% de l'effectif, ou bien comprise entre 10 et 30%, entre 30 et 50% ou les entreprises comptent un effectif peu qualifié supérieur à 50%. Ce dernier critère n'est pas opérant pour les 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'oeuvre (le panel DADS correspondant à un tirage au $1/25^{ème}$ voir l'annexe C).

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^7 . L'avantage du cellulaire est que le panel est cylindré. 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 l'épisode 1995-1997, elle appartient à la cellule des entreprises de moins de 20 salariés et, sur l'épisode 1996-1998, à celle des entreprises comprises entre 20 et 50 salariés.

⁷On fait ainsi l'hypothèse que l'entreprise ne change pas de secteur entre t et $t+2$.

Entre t et $t+2$, seules les carrières salariales des salariés présents dans l'entreprise sur l'ensemble de l'épisode sont étudiées comme mentionné dans la section 3. On calcule ainsi le taux de croissance moyen entre t et $t+2$ 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 $t+2$ (soit le taux de sortie des bas salaires entre t et $t+2$). Les indicateurs mesurés au niveau individuel sont ensuite agrégés au niveau de la cellule en calculant une moyenne simple.

Théoriquement, on devrait disposer ainsi d'un échantillon total de 2856 observations, correspondant aux 14 années d'observations, aux 12 secteurs, aux 5 tailles et aux 4 critères d'intensité de main d'oeuvre 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 2464 observations (soit 176 par an) pour l'ensemble des salariés et 2425 cellules (soit 173 par an) pour le champ des salariés à temps complet.

4.3 Estimation du rôle des différents facteurs influant la mobilité salariale

L'application empirique de la forme générale du modèle de Mundlak consiste à mettre à gauche de l'équation (4) les indicateurs simples de la mobilité salariale y_{it} précédemment décrits, soit le taux de croissance des salaires réels ou le taux de sortie des bas salaires entre t et $t+2$, et à droite les différents facteurs susceptibles d'expliquer y_{it} .

Tout d'abord, quelques variables représentatives de la structure des emplois dans l'entreprise et de la main d'oeuvre à laquelle cette dernière a recours ont été retenues dans la modélisation afin de tenir compte de leur évolution au cours du temps et à travers les cellules x_{it} (en effet, les études antérieures ont montré le rôle de ces caractéristiques pour expliquer la mobilité salariale, la différence est qu'il s'agit ici de moyennes calculées au sein de la cellule et non de variables individuelles) : la part des femmes dans la cellule, la pyramide des âges de la cellule (parts des moins de 30 ans, des 31 à 40 ans, des 41 à 50 ans et 50 ans et plus au sein de la cellule), la part des non qualifiés au sein de la cellule et enfin, la part des emplois à temps partiel dans la cellule.

Ensuite, des caractéristiques constantes au cours du temps susceptibles d'expliquer l'"effet fixe" ou l'hétérogénéité inobservable spécifique à la cellule ont été introduites : deux critères qui ont servi à la construction des cellules d_i (douze indicatrices pour le secteur d'activité de l'employeur et cinq indicatrices pour la taille de l'entreprise) 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 dans la modélisation de la mobilité salariale. D'une part, on retient la croissance de la valeur ajoutée du secteur d'activité de l'employeur en volume x_{it} pour tenir compte de l'effet de la demande sur la politique de revalorisation des salaires. D'autre part, on introduit le taux de croissance du Smic z_t , 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)).

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)	Evolution 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%

*Champ : salariés du secteur privé EB-EF EH-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés.
Source : panel Dads, Insee, calculs Dares.*

FIG. 11 – Evolution des variables de contexte entre t et $t + 2$

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, Jamet, Passeron et Romans (2003)). Dans le cadre de la loi Aubry II, la mise en oeuvre 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 :

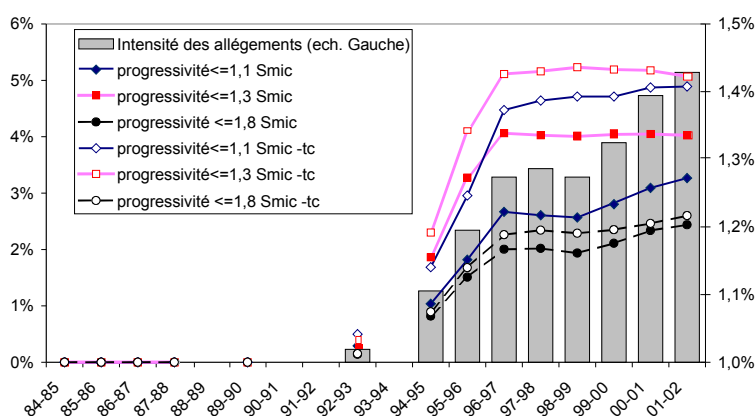
- l'ancienneté moyenne des entreprises de la cellule en matière de réduction du temps de travail en $t+2$. Le carré et le cube de cette variable sont également inclus pour permettre une modélisation plus fine de l'effet de modération salariale attendu à la suite du passage à la RTT.
- l'évolution du Smic n'est pas celle du Smic 39 heures, mais celle d'un agrégat, somme du Smic 39 heures et de la GMR2 pondérée par la part des entreprises passées à 35 heures (voir tableau 11).

Enfin, comme on l'a vu dans la section 2, 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 (graphiques 9 et 10) :

- 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 (voir section 1) : 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 renchérissement donc le coût d'une augmentation des salaires pour les travailleurs bénéficiaires des allègements. Ces indicateurs sont inclus dans la régression 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.



Lecture : En moyenne, sur les années 1998-1999, les allègements de cotisations sociales représentent 3,3% de la masse salariale et le coût du travail des salaires inférieurs à 1,3 Smic mensuel augmente en moyenne de 1,3% suite à une augmentation du salaire brut de 1%, sur l'ensemble des salaires.

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

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

FIG. 12 – Intensité des allègements et progressivité du coût du travail de 1984 à 2001

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 RBS) (cf. graphique 12). L'évolution de la 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 accélère de nouveau. 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'allégement (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 au lieu de 2000).

4.4 Des effets estimés conformes aux attentes pour les variables de contrôle et de contexte macroéconomiques

Les paramètres estimés⁸ pour les variables de contexte macroéconomique présentent les signes attendus. 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 un effet logiquement positif sur le taux de croissance des plus bas salaires (cf. tableau 14). Son impact sur le taux de sortie des bas salaires n'est en revanche pas décisif car le seuil de sortie est également relevé (cf. tableau 15).

Concernant, les évolutions des caractéristiques de la main d'oeuvre de l'entreprise⁹, il faut noter que lorsque la part des femmes augmente dans l'effectif de l'entreprise, les indicateurs de mobilité des bas salaires sont plus faibles (taux de croissance et taux de sortie des bas salaires : tableaux 14 et 15). Cela n'est plus vrai sur le champ des seuls salariés à temps complet où une féminisation croissante de l'emploi ne joue plus défavorablement sur le taux de croissance des salaires. Il existe donc des emplois plutôt féminins et à temps partiel spécifiques qui ont des perspectives salariales particulièrement défavorables. Néanmoins, le taux de sortie des bas salaires est plus faible pour les femmes y compris à temps complet.

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 tandis qu'il est négatif et significatif sur le taux de sortie des bas salaires. Cela n'est pas incompatible car les travailleurs à temps partiel peuvent bénéficier d'une croissance plus rapide de leur salaire en raison de la modulation de leurs horaires mais cette mobilité n'est pas suffisante pour leur permettre de sortir d'une situation faiblement rémunérée car leur salaire mensuel initial est plus éloigné du seuil de sortie des bas salaires que celui des travailleurs à temps complet.

Si on s'intéresse maintenant à la dimension inter-cellules, les entreprises¹⁰ qui sont fortement intensives en main d'oeuvre peu qualifiée et à temps partiel¹¹

⁸Les résultats du test d'Hausman valident l'existence d'une corrélation entre l'effet fixe et les variables x_{it} (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.

⁹On 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.

¹⁰Approximées ici par les cellules.

¹¹Il faut néanmoins noter que l'effet négatif de la part des travailleurs à temps partiel ne joue que sur le taux de sortie des bas salaires comme c'était déjà le cas dans la dimension intra-cellule.

ont une politique salariale moins favorable à la mobilité des travailleurs à bas salaires¹² à une date donnée. A l'inverse, les cellules qui ont une main d'oeuvre structurellement plus féminisée permettent en général une mobilité plus rapide pour les travailleurs à bas salaires. La taille de l'entreprise et le secteur d'activité sont deux critères qui rendent bien compte des différences permanentes entre les cellules. La mobilité salariale est plus importante dans les grandes entreprises que dans les petites entreprises et ce, quel que soit l'indicateur de mobilité retenu. Ce résultat peut en partie s'expliquer par le fait que les salariés des petites entreprises réalisent des mobilités externes pour obtenir un autre poste tandis que les salariés des grandes entreprises sont davantage susceptibles d'être promus en interne. Le taux de croissance réel des bas salaires est significativement moins élevé dans l'ensemble des secteurs que dans le secteur des services aux particuliers (P) (à l'exception du secteur des transports, des activités financières et des services aux entreprises, avec lesquels la différence est non significative). Cependant, cela ne se traduit pas toujours par un taux de sortie des bas salaires plus élevé dans ce secteur, car les salaires y sont en moyenne plus bas. Ainsi, dans l'industrie automobile, l'industrie des biens d'équipement, les secteurs de la construction et des transports et les activités financières, les sorties des bas salaires se font en plus grand nombre que dans le secteur des services aux particuliers.

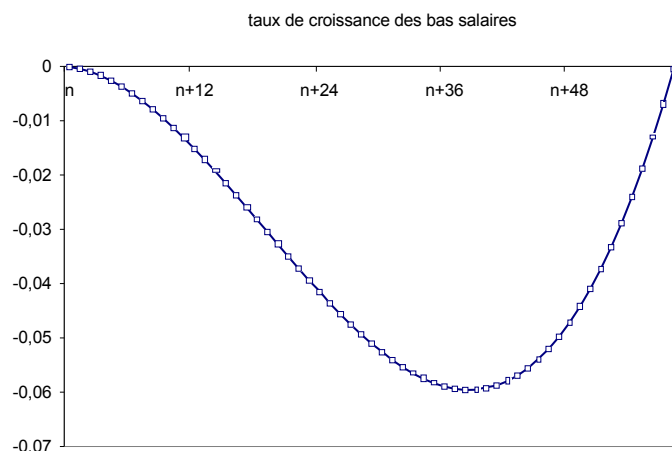
4.5 L'ancienneté du passage à la RTT : une légère modération salariale pendant 5 ans

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 le passage à la RTT. Pour les travailleurs à bas salaires à temps complet d'une entreprise qui serait passée aux 35 heures l'année n , cette déprime s'accroît dans un premier temps ; le minimum est atteint après 39 mois d'ancienneté puis 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 (graphique 13). Au bout de 5 ans, la décote de l'ancienneté est nulle. Globalement, l'effet de modération reste limité, au bout de 39 mois, la décote n'atteint pas 0,06 points sur le 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 bas salaires (tableau 14). En effet, la mise en oeuvre 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)).

4.6 L'effet global des allègements est négatif sur la mobilité des salariés à 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

¹²On décrit maintenant l'effet d'un écart d'une caractéristique entre deux cellules en moyenne sur la période. Dans l'équation (3), cela renvoie aux paramètres θ (*between*) des variables individuelles en moyenne x_i , ou invariantes au cours du temps d_i .



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.
 Source : panel Dads, Insee, calculs Dares.

FIG. 13 – Contribution de l’ancienneté du passage à la RTT sur mobilité des bas salaires à temps complet pour une entreprise passée à 35 heures à la date n .

temps (voir note de bas de page 9), le taux de croissance des salaires est stimulé et le taux de sortie des bas salaires accéléré. Cet effet va dans le même sens que celui observé dans le modèle de la section 1. Les allègements de cotisations constituent alors un surplus que l’entreprise redistribue en partie sous forme de revalorisation des salaires. En effet, ils viennent accroître le surplus tiré de l’emploi par les employeurs et ceux-ci en restituent une partie aux salariés sous forme d’augmentations de salaires. En revanche, les salariés des cellules bénéficiant structurellement davantage des allègements ont une mobilité salariale (tant en termes de taux de croissance des salaires que de taux de sortie des bas salaires) plus faible que les autres. Ces deux dimensions de l’intensité moyenne d’allègements rendent 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 (dimension temporelle). En revanche, la présence d’allègements (qui révèle la présence de travailleurs à bas salaires) comme une part élevée d’emploi non qualifié manifestent des caractéristiques d’entreprise peu favorables à la mobilité salariale (dimension inter-entreprise).

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. Les cellules où, en moyenne, la progressivité du coût du travail des salariés à bas salaires est la plus forte ne présentent pas de spécificité en matière de mobilité salariale qu’il s’agisse du taux de croissance ou du taux de sortie des bas salaires.

	Tous salariés			Salariés à temps complet		
	Paramètre estimé	Ecart-type	P>t	Paramètre estimé	Ecart-type	P>t
Constante	0,318	0,341	0,3535	0,112	0,3525	0,7519
Part des femmes dans la cellule, en t	-0,078	0,038	0,0425	-0,020	0,0309	0,5116
Part des moins de 30 dans la cellule, en t	-0,137	0,045	0,0025	-0,073	0,0366	0,045
Part des 31 à 40 ans dans la cellule, en t	Ref.			Ref.		
Part des 41 à 50 ans dans la cellule, en t	-0,012	0,047	0,7975	-0,031	0,0367	0,4002
Part des plus de 50 ans dans la cellule, en t	0,034	0,055	0,5328	0,054	0,0442	0,2235
Part des temps partiels dans la cellule, en t	0,075	0,05	0,1338			
Part des non qualifiés dans la cellule, en t	0,025	0,042	0,5563	0,049	0,0327	0,1305
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule, en t+2	-0,015	0,012	0,1846	0,006	0,008	0,4444
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule au carré	-0,014	0,009	0,1404	-0,017	0,0054	0,002
Ancienneté de passage à la dans la cellule au cube	0,004	0,002	0,0262	0,003	0,001	0,0004
Intensité moyenne des allègements, en t et t+1	0,502	0,101	<,0001	0,529	0,0927	<,0001
Progressivité du coût des bas salaires, en t et t+1	-12,817	1,443	<,0001	-8,674	1,0197	<,0001
Evolution du Smic (Smic/Gmr) entre t et t+2	0,142	0,069	0,0388	0,107	0,0558	0,0564
Evolution de la valeur ajoutée du secteur entre t et t+2	0,097	0,032	0,0024	0,087	0,0262	0,0009
Part moyenne des femmes dans la cellule *	0,144	0,066	0,0289	0,093	0,0576	0,1066
Part moyenne des moins de 30 ans dans la cellule *	0,448	0,255	0,0793	0,389	0,2554	0,1277
Part moyenne des 31 à 40 ans dans la cellule *	Ref.			Ref.		
Part moyenne des 41 à 50 ans dans la cellule *	0,372	0,312	0,2339	0,513	0,2847	0,0715
Part moyenne des plus de 50 ans dans la cellule *	0,160	0,306	0,6016	0,311	0,2926	0,2873
Part moyenne des non qualifiés dans la cellule *,	-0,112	0,05	0,0241	-0,130	0,0422	0,0022
Part moyenne des temps partiels dans la cellule *	-0,069	0,111	0,5297			
Intensité moyenne des allègements*	-2,448	0,52	<,0001	-2,062	0,547	0,0002
Progressivité du coût des bas salaires*	-8,601	21,82	0,6934	-3,553	23,598	0,8803
Entreprise de moins de 20 salariés	-0,051	0,014	0,0005	-0,057	0,0152	0,0002
Entreprise de 20 à 49 salariés	-0,040	0,01	0,0001	-0,046	0,0104	<,0001
Entreprise de 50 à 199 salariés	-0,033	0,009	0,0001	-0,042	0,0086	<,0001
Entreprise de 200 à 499 salariés	-0,022	0,008	0,0043	-0,034	0,0078	<,0001
Entreprise de 500 salariés et plus	Ref.			Ref.		
Industrie agroalimentaire	-0,056	0,018	0,0021	-0,031	0,0183	0,094
Industrie de biens de consommation	-0,078	0,026	0,0029	-0,071	0,0253	0,0051
Industrie automobile	-0,047	0,025	0,0605	-0,018	0,0253	0,471
Industrie des biens de l'équipement	-0,048	0,022	0,0302	-0,036	0,0224	0,1109
Industrie des biens intermédiaires	-0,071	0,022	0,0015	-0,054	0,0219	0,0133
Construction	-0,049	0,024	0,0423	-0,039	0,0233	0,0901
Commerce et réparation	-0,070	0,018	0,0001	-0,048	0,0187	0,0095
Transports	-0,015	0,017	0,3896	-0,002	0,0179	0,9002
Activités financières	-0,026	0,025	0,3054	0,023	0,0241	0,3455
Activités immobilières	-0,056	0,027	0,0348	-0,066	0,0262	0,0118
Services aux entreprises	-0,024	0,016	0,153	-0,015	0,0168	0,3704
Services aux particuliers	Ref.			Ref.		

Champ : salariés restés au moins trois ans dans le même entreprise du secteur privé EB-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés
Source : panel Dads, Insee, calculs Dares.
*Moyenne sur la période 1984-2001.

FIG. 14 – Taux de croissance du salaire réel des salaires inférieurs à 1,3 Smic mensuel

	Tous salariés			Salariés à temps complet		
	Paramètre estimé	Ecart-type	P>t	Paramètre estimé	Ecart-type	P>t
Constante	0,734	0,410	0,0752	1,218	0,506	0,0172
Part des femmes dans la cellule, en t	-0,204	0,049	<,0001	-0,146	0,055	0,0081
Part des moins de 30 dans la cellule, en t	-0,276	0,058	<,0001	-0,215	0,065	0,0010
Part des 31 à 40 ans dans la cellule, en t	Ref.					
Part des 41 à 50 ans dans la cellule, en t	-0,154	0,060	0,0098	-0,117	0,065	0,0730
Part des plus de 50 ans dans la cellule, en t	0,034	0,071	0,6332	0,090	0,078	0,2526
Part des temps partiels dans la cellule, en t	-0,212	0,064	0,0010			
Part des non qualifiés dans la cellule, en t	0,161	0,054	0,0029	0,231	0,058	<,0001
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule, en t+2	0,014	0,015	0,3374	0,042	0,014	0,0032
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule au carré	-0,038	0,012	0,0017	-0,049	0,010	<,0001
Ancienneté de passage à la RTT dans la cellule au cube	0,008	0,003	0,0011	0,008	0,002	<,0001
Intensité moyenne des allègements, en t et t+1	0,618	0,130	<,0001	0,720	0,165	<,0001
Progressivité du coût des bas salaires, en t et t+1	-30,279	1,852	<,0001	-26,865	1,812	<,0001
Evolution du Smic (Smic/Gmr) entre t et t+2	-0,123	0,088	0,1612	-0,231	0,099	0,0200
Evolution de la valeur ajoutée du secteur entre t et t+2	0,209	0,041	<,0001	0,251	0,047	<,0001
Part moyenne des femmes dans la cellule *	0,209	0,081	0,0100	0,216	0,089	0,0152
Part moyenne des moins de 30 dans la cellule *	0,952	0,307	0,0020	0,899	0,369	0,0148
Part moyenne des 31 à 40 ans dans la cellule *	Ref.					
Part moyenne des 41 à 50 ans dans la cellule *	1,012	0,376	0,0071	1,155	0,410	0,0049
Part moyenne des plus de 50 ans dans la cellule *	0,250	0,368	0,4968	0,044	0,423	0,9177
Part moyenne des non qualifiés dans la cellule *	-0,340	0,063	<,0001	-0,457	0,070	<,0001
Part moyenne des temps partiels dans la cellule *	-0,237	0,135	0,0787			
Intensité moyenne des allègements*	-2,221	0,625	0,0004	-3,662	0,789	<,0001
Progressivité du coût des bas salaires*	-30,765	26,200	0,2404	-72,584	33,885	0,0323
Entreprise de moins de 20 salariés	-0,120	0,017	<,0001	-0,137	0,022	<,0001
Entreprise de 20 à 49 salariés	-0,088	0,012	<,0001	-0,101	0,015	<,0001
Entreprise de 50 à 199 salariés	-0,073	0,010	<,0001	-0,088	0,012	<,0001
Entreprise de 200 à 499 salariés	-0,045	0,009	<,0001	-0,063	0,011	<,0001
Entreprise de 500 salariés et plus	Ref.					
Industrie agroalimentaire	0,020	0,022	0,3600	0,033	0,026	0,2057
Industrie de biens de consommation	-0,040	0,032	0,2008	-0,055	0,036	0,1278
Industrie automobile	0,104	0,030	0,0005	0,115	0,036	0,0015
Industrie des biens de l'équipement	0,053	0,027	0,0491	0,047	0,032	0,1442
Industrie des biens intermédiaires	0,015	0,027	0,5668	0,013	0,031	0,6702
Construction	0,075	0,029	0,0088	0,067	0,033	0,0462
Commerce et réparation	-0,003	0,022	0,9062	0,000	0,027	0,9935
Transports	0,064	0,021	0,0023	0,065	0,026	0,0114
Activités financières	0,060	0,030	0,0498	0,114	0,035	0,0010
Activités immobilières	-0,003	0,032	0,9343	0,020	0,038	0,5992
Services aux entreprises	0,030	0,020	0,1270	0,040	0,024	0,0997
Services aux particuliers	Ref.			Ref.		

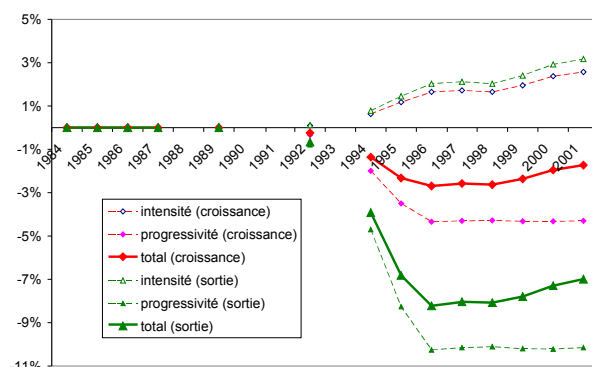
Champ : salariés restés au moins trois ans dans le même entreprise du secteur privé EB-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés
Source : panel Dads, Insee, calculs Dares.
*Moyenne sur la période 1984-2001.

FIG. 15 – Taux de sortie des bas salaires (inférieurs à 1,3 Smic mensuel)

Au sein d'une même entreprise, l'introduction des allégements induit ainsi deux effets opposés :

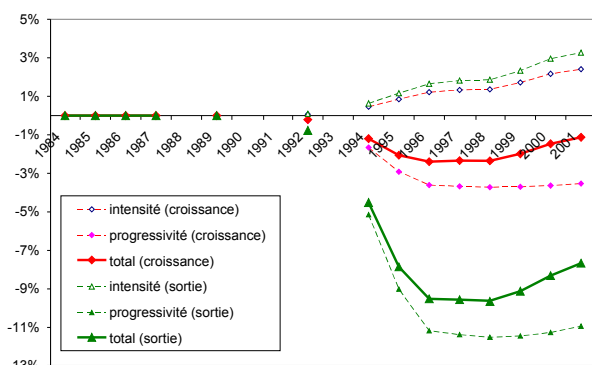
- d'une part, l'intensité des allégements permet de dégager un surplus que l'employeur peut utiliser pour accélérer la mobilité salariale ;
- d'autre part, la progressivité du coût renchérit le coût d'une augmentation de salaire et tend plutôt à réduire la mobilité salariale.

A : tous les salariés



Lecture : 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 : salariés à temps complet



Lecture : 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.

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

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

FIG. 16 – Contribution des allégements au taux de croissance et à la sortie des bas salaires

L'effet global est donc ambigu et dépend de la forme du barème. L'introduction d'allégements 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. A 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 (voir section 2 et graphique 12). En effet, ces derniers neutralisent l'augmentation du niveau du taux d'exonération maximal par un relèvement du seuil d'éligibilité de l'allégement si bien que la progressivité moyenne du coût des travailleurs à bas salaires n'est pas significativement affectée alors que l'intensité d'allégement continue de s'accroître. La contribution de la progressivité des allégements à la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires est ainsi relativement inchangée

à partir de 1997 (graphiques 16). Au final, 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 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 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). Pour mémoire, en 1996, le taux de croissance du salaire des salariés rémunérés à un salaire inférieur à 1,3 Smic (entre t et $t + 2$) atteignait 13,4%.

L'équation (3) a été également estimée en utilisant d'autres seuils pour définir la catégorie des travailleurs à bas salaires, soit 1,1 Smic et 1,8 Smic mensuels. L'intensité moyenne d'allègement joue beaucoup plus fortement pour les plus bas salaires (graphique 17-A). L'influence de la progressivité du coût du travail diminue en importance en fonction du seuil de définition des bas salaires retenu (graphique 17-B). Contrairement aux 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 plus bas salaires. Pour les salaires inférieurs à 1,8 Smic, la progressivité a également crû sur l'ensemble de la période en raison des aides à la RTT. Au total, l'effet négatif des allègements sur la mobilité salariale diminue à mesure que l'on s'élève dans l'échelle des revenus.

5 Conclusion

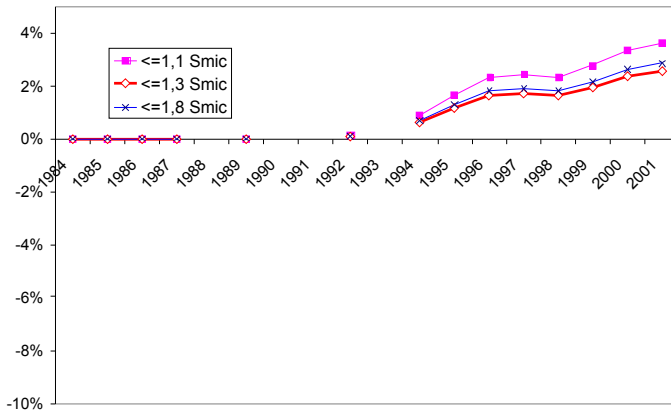
L'étude s'est concentrée sur les effets possibles des allègements sur la politique salariale des entreprises à l'égard des travailleurs à bas salaires. Pour cela, nous avons suivi des individus qui restent au moins trois ans dans la même entreprise à l'aide du panel DADS sur une période de vingt ans. La méthode d'estimation retenue, à savoir un modèle à effets fixes étudiant les déterminants du taux de croissance des salaires mensuels inférieurs à 1,3 Smic, présente deux vertus.

Premièrement, elle montre bien rétrospectivement l'ambiguïté des effets des allègements. 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 de décomposer ces deux effets et montre que l'effet négatif de la progressivité du coût marginal sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires l'emporte.

Deuxièmement, l'estimation des paramètres permet de simuler¹³ les effets attendus sur la mobilité salariale d'une modification du barème des allègements

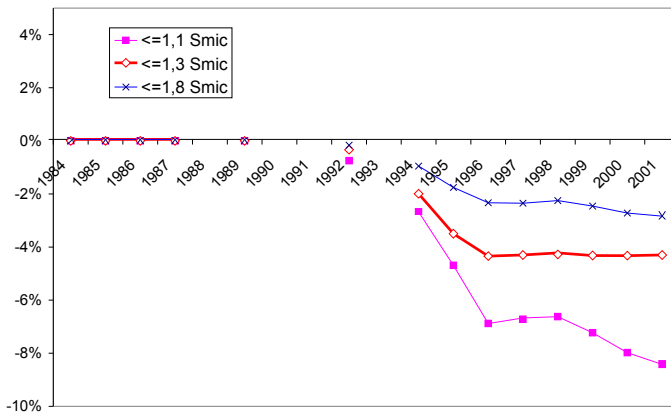
¹³avec prudence toutefois car on ne dispose pas ici d'un modèle structurel.

A : contribution de l'intensité



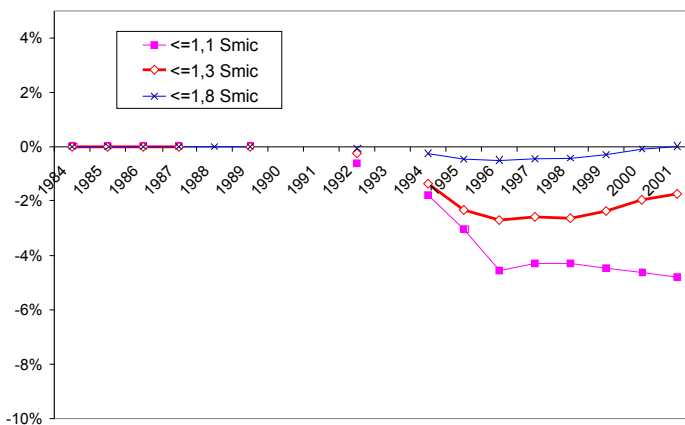
Lecture : en 1996, l'intensité des allègements augmente de 1,6 points le taux de croissance des bas salaires (inférieurs à 1,3 Smic).

B : contribution de la progressivité du coût



Lecture : en 1996, la progressivité du coût réduit de 4,3 points le taux de croissance des bas salaires (inférieurs à 1,3 Smic).

C : contribution totale



Lecture : en 1996, la contribution totale des allègements est de -2,7 points sur le taux de croissance des bas salaires (inférieurs à 1,3 Smic).

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

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

FIG. 17 – Contribution des allègements au taux de croissance des bas salaires, selon le seuil retenu pour les bas salaires

de cotisations sociales. Ainsi, on peut estimer les effets de la réforme Fillon mise en oeuvre 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%).

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, c'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 très spécifiques, très différentes des emplois existants avant la mise en place des allègements, caractéristiques qui pourraient les destiner à des perspectives salariales peu favorables.

Références

- [1] Amuedo-Dorantes, C. et S. de la Rica, (2005), "The impact of gender segregation on male-female wage differentials : evidence from matched employer-employee data for Spain", *IZA discussion paper*, n°1742.
- [2] Anne, D. et L'Horty, Y., (2006), "Intensité et structure du chômage : une comparaison européenne", *Les Papiers du CERC*, n° 2006-01, novembre, 37 p.
- [3] 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.
- [4] Bodier, M., (1999), "Les effets d'âge et de génération sur le niveau et la structure de la consommation", *Economie et statistique*, n°324-325, p. 163-180.
- [5] Bonin, H., (2005), "Wage and employment effects of immigration to Germany : evidence from a skill group approach", *IZA discussion paper*, n°1875, décembre, 30 p.
- [6] Buchinsky, M., Fields, G., Fougère, D. et Kramarz, F., (2003), "Francs or Ranks? Earnings mobility in France, 1967-1999", *CEPR discussion paper*, n°3937.
- [7] 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.
- [8] Cardoso, N. et F., Gardes, (1996), "Estimation de lois de consommation sur un pseudo panel d'enquêtes de l'INSEE (1979, 1984, 1989)", *Economie et Prévision*, n°126, p. 111-125.
- [9] Concialdi, P. et Ponthieux, S. (1997), "Les bas salaires en France 1983-1997", *Document d'études*, Dares, n°15, octobre.
- [10] Crépon, B. et Desplatz, R. (2001) "Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires", *Economie et Statistique*, n° 348, p. 1-24.
- [11] CSERC (1996), *L'allègement des charges sociales sur les bas salaires*, rapport du CSERC, La Documentation Française.
- [12] CSERC (1999), *Le Smic*, rapport du CSERC, n°1, La Documentation Française.
- [13] Desplatz, R., Jamet, S., Passeron, V. et Romans, F., (2003), "La modération salariale en France depuis le début des années 1980 ", *Economie et statistique*, Insee, n°367.
- [14] 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", *Economie et Prévision*, n°162, p. 1-22.
- [15] Dormont, B. et M., Pauchet, (1997), "L'élasticité de l'emploi au coût salarial dépend-elle des structures de qualification ?", *Economie et Statistique*, n° 301-303, p. 149-168.
- [16] Fitzenberger, B. et A., Garloff, (2005), "Unemployment, labor market transitions and residual wage dispersion", *ZEW discussion paper*, n°05-04, 31 p.

- [17] Gafsi I., L'Horty Y. et F. Mihoubi, (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.
- [18] Godechot, O. et Gurgand, M. (2000), "Quand les salariés jugent leur salaire", *Economie et statistique*, Insee, n°331.
- [19] 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.
- [20] 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.
- [21] Hamermesh, D., (1993), *Labour demand*, Princeton University Press.
- [22] Jamet, S., (2005) "De l'impact sectoriel à l'effet macro-économique des allègements de cotisations sociales", *Revue Française d'Economie*, vol. 19, n°3, p. 57-90.
- [23] Klein, T., (2004), "Onze ans d'exonération de cotisations sociales pour l'embauche à temps partiel", *Premières Synthèses Dares*, n°18-1, avril.
- [24] Koubi, A. et Roux, S.,(2004) "Refonte du panel DADS : principes et premières estimations d'emploi et de salaire", *mimeo*.
- [25] Lhommeau, B., (2005), "Les perspectives salariales des "bas salaires" dans les années 90", *Les salaires en France*, Insee édition 2005.
- [26] Lhommeau, B. et Rémy, V., (2007) "Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels : une approche par les DADS", *Document d'étude de la Dares*, n°123, avril.
- [27] L'Horty, Y., (2000), "Quand les hausses du SMIC réduisent le coût du travail", *Revue Economique*, vol. 51, n°3, p. 499-512.
- [28] Magnac, T. (2001), "Econométrie linéaire des panels : une introduction", *document de travail de l'Insee*, n°102, novembre.
- [29] Malinvaud, E.,(1998), *Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique*, rapport du conseil d'analyse économique n° 9, la Documentation Française.
- [30] OCDE,(1996), "Inégalités de salaires, emplois à bas salaire et mobilité salariale", *Perspectives de l'emploi*, juillet.
- [31] Oliveira, A. et Ulrich, V. (2002), "L'incidence des 35 heures sur le temps partiel", *Premières Synthèses*, Dares, n°07-1, février.
- [32] Schmidt, C.M., (1999), "Persistence and the german unemployment problem : empirical evidence on german labor market flows", *IZA discussion paper*, n°31, février, 25 p.
- [33] Stewart, M. et Swaffield, J., (1999), "Low paid dynamics and transitions probabilities", *Economica*, n°66.

A Présentation du modèle

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 $s(\theta) = m(u, v)/u = m(\theta, 1)$ et croît avec la tension θ . Sur le marché du travail ainsi caractérisé, un travailleur peu qualifié peut se trouver dans une des situations suivantes : au chômage, employé sur un poste peu qualifié ou sur un poste peu qualifié expérimenté. Un chômeur peu qualifié trouve un emploi au taux $s(\theta)$. Une fois employé, il peut devenir expérimenté sur son poste au taux μ ou perdre son emploi à un taux exogène λ_{ne} avec $\lambda_{ne} > \lambda_e$. En effet, 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 :

$$\delta W_{ne} = w_{ne} + \lambda_{ne}(U - W_{ne}) + \mu(W_e - W_{ne}) \quad (5)$$

$$\delta W_e = w_e + \lambda_e(U - W_e) \quad (6)$$

avec 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 $w_{ne} = \bar{w}$ et perd son emploi au taux λ_{ne} et touche le différentiel $U - W_{ne}$ et obtient 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 a la même interprétation. Le gain espéré d'un chômeur se définit de la manière suivante :

$$\delta U = z + s(\theta)(W_{ne} - U) \quad (7)$$

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 au taux $s(\theta)$ 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 :

$$\delta V = -k + h(\theta)(J_{nq} - V) \quad (8)$$

$$\delta J_{ne} = y_{ne} - \bar{w}(1 + \tau) + A_{ne} + \lambda_{nq}(V - J_{ne}) + \mu(J_e - J_{ne} - C_F) \quad (9)$$

$$\delta J_e = y_e - w_e(1 + \tau) + A_e + \lambda_e(V - J_e) \quad (10)$$

Soit y_{ne} et y_e , les productivités d'un poste peu qualifié pourvu avec un travailleur non expérimenté et avec un travailleur peu qualifié expérimenté ($y_e > y_{ne}$), τ , le taux de cotisations sociales patronales, τ_A , le taux d'allégement, p , le seuil d'extinction de l'allégement, \bar{A} , un allégement forfaitaire et C_F , le coût de formation d'un salarié promu. Le fait d'offrir un emploi vacant présente un coût de k par période pour l'employeur (cf. équation (8)). L'employeur pourvoit son emploi vacant avec une probabilité $h(\theta)$ avec un travailleur rémunéré au salaire minimum non expérimenté et réalise alors un gain de $J_{nq} - V$. Le fait d'employer un travailleur peu qualifié rapporte à la firme un gain par période de $y_{ne} - \bar{w}(1 + \tau) + A_{ne}$ (voir équation (9)). Le poste est détruit au taux exogène λ_{nq} et l'employeur perçoit alors un différentiel de gain $V - J_{ne}$. L'emploi devient celui d'un travailleur peu qualifié expérimenté au taux μ , le différentiel de profit pour l'entreprise étant de $J_e - J_{ne}$. L'équation (10) s'interprète de la même

manière que l'équation précédente.

A 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 sont rémunérés au salaire minimum. Le niveau de salaire négocié est déterminé de la manière suivante :

$$w_e = \operatorname{argmax}(W_e - U)^\beta (J_e - V)^{1-\beta} \quad (11)$$

En utilisant l'équation (11) et le fait que $V = 0$ et que $W_e - U = \frac{w_e - U}{\delta + \lambda_e}$, on obtient :

$$w_e = \beta \left[\frac{y_e + \bar{A}}{M} + \frac{\tau_A p \bar{w}}{(p-1)M} \right] + (1-\beta)U \quad (12)$$

avec $M = 1 + \tau + \tau_A/(p-1)$. En utilisant les équations (5), (7) et (11), l'expression de w_e devient :

$$\begin{aligned} w_e = z(1-\beta) & \left(1 - \Gamma(\theta, \mu) - \frac{\mu\beta\Gamma(\theta, \mu)}{\delta + \lambda_e} \right) + \bar{w}(1-\beta)\Gamma(\theta, \mu) \\ & + \frac{\bar{w}p\tau_A}{(p-1)M}\beta \left(1 + (1-\beta)\frac{\mu\Gamma(\theta, \mu)}{\delta + \lambda_e} \right) \\ & + \beta\frac{y_e + \bar{A}}{M}\beta \left(1 + (1-\beta)\frac{\mu\Gamma(\theta, \mu)}{\delta + \lambda_e} \right) \end{aligned} \quad (13)$$

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

Le salaire négocié par les travailleurs expérimentés dépend donc de différentes variables du modèle. Si l'on s'intéresse à l'effet d'un accroissement du salaire minimum \bar{w} , on observe que le salaire négocié croît avec ce dernier. Le deuxième terme de l'équation (13) correspond à l'effet de diffusion du salaire minimum mis en évidence par Doisy, Duchêne et Gianella (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 (13) 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 manoeuvre 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 de la borne supérieure ouvrant droit à l'allègement p . L'effet direct des paramètres sur le salaire négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés est le suivant :

$$\frac{\partial w_e}{\partial \tau_A} = \beta \left(1 + \frac{(1-\beta)\mu\Gamma(\theta, \mu)}{(\delta + \lambda_e)} \right) \left(\frac{\bar{w}p(1+\tau) - \bar{A} - y_e}{M^2(p-1)} \right) \quad (14)$$

Le signe de cette expression est indéterminé.

$$\frac{\partial w_e}{\partial p} = \beta \left(1 + \frac{(1-\beta)\mu\Gamma(\theta, \mu)}{\delta + \lambda_e} \right) \left(\frac{\tau_A(y_e - \bar{w}(1+\tau) + A_{ne})}{M^2(p-1)^2} \right) \quad (15)$$

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

salaires négociés. Pour mesurer l'effet de ces paramètres sur les carrières salariales, il faut également tenir compte de leur impact sur le taux de promotion optimal déterminé par l'entreprise μ . L'entreprise détermine son taux de promotion optimal en maximisant J_{ne} , ce qui équivaut à $J_e - J_{ne} = C_F + \frac{\partial C_F}{\partial \mu}$. Le taux de promotion optimal se définit alors ainsi : $(\delta + \lambda_{ne} + \mu)(C_F + \frac{\partial C_F}{\partial \mu}) = y_e - y_{ne} - (1 + \tau + \frac{\tau_A}{p-1})(w_e - \bar{w})$. Ce taux est fonction croissante de p , décroissante de τ_A et croissante du salaire minimum. En effet, une augmentation de p diminue le différentiel de coût du travail entre un salarié rémunéré au salaire minimum et un salarié expérimenté 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. L'effet total sur le salaire du paramètre x avec $x \in \{\tau_A, p, A_0, \bar{w}\}$ s'écrit de la manière suivante :

$$\frac{dw_e}{dx} = \frac{\partial w_e}{\partial x} + \frac{\partial w_e}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial x} \quad (16)$$

Ainsi, une hausse du taux d'allègement est susceptible de conduire à une situation de trappe à bas salaires par deux canaux : celui du salaire négocié par les travailleurs peu qualifiés expérimentés w_e et celui de la probabilité d'accéder à des postes mieux rémunérés μ tandis que les autres paramètres ont tendance à accroître le salaire négocié.

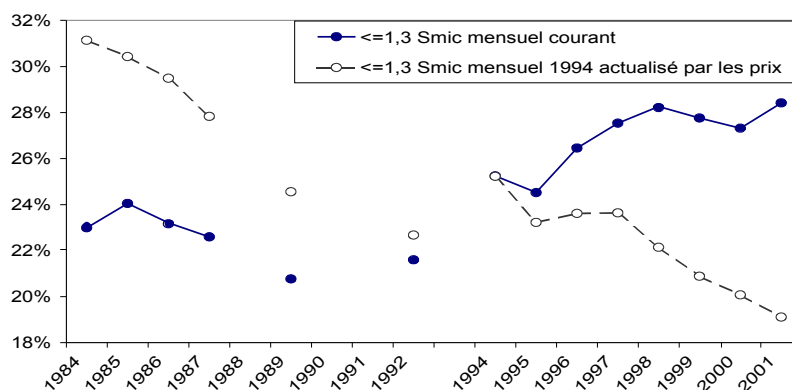
B Définir les bas salaires

Dans cette étude, on retient pour définir les basses rémunérations un seuil basé sur le Smic, minimum légal pour la rémunération horaire : les personnes à bas salaires sont ici les salariés dont le salaire moyen mensualisé est inférieur à 1,3 fois le Smic à temps complet. Cette mesure a l'avantage d'être simple et de renvoyer à une norme de politique d'emploi. En effet, plusieurs dispositifs en faveur de l'emploi à " bas salaire " sont calibrés de cette manière (CSERC, 1999). Du côté de l'offre de travail, la Prime Pour l'Emploi a été initialement calibrée en fonction du Smic. Du côté de la demande de travail, les exonérations de cotisations sur les bas salaires - progressivement mises en oeuvre depuis juillet 1993 - se réfèrent au Smic ou à la GMR : ainsi, la ristourne dégressive sur les bas salaires concernait les salaires inférieurs à 1,3 fois le Smic mensuel en 1998.

Enfin, on considère ici des salaires mensualisés obtenus en rapportant le cumul annuel des revenus salariaux (salaires et compléments salariaux) au nombre de mois d'activité. Par conséquent, parmi les " bas salaires " peuvent être comptabilisés des emplois à temps partiel rémunérés au-delà de 1,3 fois le Smic horaire, mais qui sont inférieurs à 1,3 fois le Smic mensuel (graphique 18). Ce choix d'une borne mensuelle (1,3 Smic temps complet) est motivé par deux facteurs. Tout d'abord, techniquement, les DADS ne permettent pas de mesurer le salaire horaire avant 1993. Ensuite, les mesures d'allègements en faveur des plus bas salaires n'ont pas été proratisées jusqu'en 1998 et c'est donc le salaire mensualisé qui servait également à leur calcul.

À la différence d'une mesure relative (fondée par exemple sur le salaire médian), la frontière entre bas et hauts salaires est indépendante du champ retenu. En contrepartie, cette limite est dépendante de l'évolution du Smic. Certaines études proposent de la contrôler par l'inflation, par la variation du salaire moyen, ou celle de la productivité par tête. Le choix du déflateur, qui reste aussi arbitraire, modifie significativement les résultats (Audenis, Laïb et Roux, 2002).

D'autres approches sont également possibles pour définir les bas salaires. Le Smic les définit de manière " absolue " dans la méthodologie retenue ici, mais, à l'instar



Lecture : En 1984, les salariés dont le salaire n'excède pas 1,3 Smic mensuel courant représentent 31,1% contre 23% pour les salariés dont la rémunération est inférieure à 1,3 Smic mensuel 1994 actualisé par les prix. Champ : salariés du secteur privé EB-EP, hors apprentissage, intérim et contrats aidés dans une entreprise qui n'a pas réduit la durée du travail qui n'ont pas changé d'entreprise pendant au moins trois ans. Source : panel Dads, Insee, calculs Dares.

FIG. 18 – Part des " bas salaires " entre 1984 et 2001 parmi les salariés qui ne changent pas d'entreprises pendant au moins trois ans

de la pauvreté, il est également possible de les définir en termes subjectifs ou relatifs (Lhommeau (2003) et OCDE (1996)). Les approches subjectives des bas salaires (Godechot et Gurgand (2002)) pourraient être calquées sur celles de la pauvreté : ces dernières relèvent des réponses des ménages sur le sentiment d'être à l'aise, de pouvoir mettre de l'argent de côté ou bien procèdent à la comparaison entre revenu perçu et revenu minimum nécessaire "pour joindre les deux bouts". Les approches relatives habituelles des bas salaires recourent au salaire médian : suivant les auteurs, les bas salaires correspondent aux salaires inférieurs à 50%, 66% ou 80% du salaire médian (Concialdi et Ponthieux (1997)). Dans l'idéal, cette mesure relative devrait être affinée en tenant compte de la localisation géographique, ou du niveau des études par exemple, afin de s'approcher d'un salaire de référence implicite. D'autres études, plus axées sur la mobilité salariale relative au cours du temps, considèrent une part fixe des salaires comme des bas salaires ; le premier décile, le premier quintile voire les trois premiers déciles de salaire sont alors retenus (Stewart et Swaffield (1999)).

C La source : le panel DADS : champ, construction et limites des données utilisées

Le panel DADS

Le panel DADS est un échantillon au $1/25^{me}$ des déclarations annuelles de données sociales depuis 1967. Les données des années 1990 et 1993 ne sont pas exploitables.

Temps partiel, temps complet et intermittents

Deux biais peuvent affecter la série de données avant et après 1993 mais aussi avant et après 1999. Depuis 1993, le nombre d'heures rémunérées est recueilli dans les DADS. Il a permis d'améliorer l'information sur la catégorie d'emploi déclarée (temps

complet, temps partiel et intermittence). Ensuite, les seuils hebdomadaires servant à redresser la catégorie de l'emploi n'ont pas été actualisés avec la mise en oeuvre de la RTT. Cela peut engendrer un retraitement à tort de temps complet en temps partiel¹⁴. Ainsi, alors que la part de l'emploi à temps partiel tend à fléchir sur la période 1999 à 2001 dans les enquêtes Emploi, elle continue à s'accroître dans le panel DADS.

Le champ retenu et les redressements opérés

Pour 2% des observations, les dates de début et de fin de rémunération sont inconnues ou mal renseignées. Elles sont redressées en fonction de la durée de paie jugée plus fiable. De plus, seule est retenue ici chaque année la période de paie dite "principale", c'est-à-dire la période de paie la plus longue dans l'année et correspondant à l'emploi le plus ancien. En raison d'un changement de classification des durées d'emploi intervenu en 1993, l'ensemble des salariés dits "intermittents", les apprentis, les stagiaires, les bénéficiaires de contrats aidés et les intérimaires sont exclus de l'étude, par souci d'homogénéisation des données. Le champ des employeurs est limité au secteur privé, hors grandes entreprises nationales. On se limite aux secteurs EB à EP, hors énergie (EG) de la NES16 ; c'est-à-dire que l'on prend en compte l'ensemble de l'industrie, de la construction et du commerce, et, parmi les services, les transports, les activités financières, les activités immobilières, les services aux entreprises et aux particuliers.

Le filtrage des salaires extrêmes

Le changement de méthode sur le codage des conditions d'emploi, intervenu en 1993, n'est pas neutre sur la dispersion des salaires à condition d'emploi donnée. Afin de limiter ce biais, l'ensemble des salaires mensualisés inférieurs ou égaux à 0,4 Smic et les emplois à temps complet rémunérés moins de 0,8 Smic sont exclus de l'étude. De plus, pour les analyses transversales, ont été éliminés les salaires mensualisés supérieurs à 9 150 euros (de 1998) pour les emplois à temps partiel et 15 240 euros (de 1998) pour les emplois à temps complet. En panel, les observations correspondant à des variations entre l'année de départ (t) et l'année d'arrivée (t+2) supérieures à +400% ou inférieures à -33% pour les emplois à temps complet, et supérieures à +700% ou inférieures à -66% pour les emplois à temps partiel sont exclues. Ce filtrage élimine 1% des emplois à temps complet et 1,5% des emplois à temps partiel.

Le salaire brut mensualisé

Dans cette étude, seules les données de salaire brut sont présentées : c'est en effet à partir du salaire brut que sont calculés les allègements de charges patronales. En outre, comme le nombre d'heures travaillées n'est connu que depuis 1993 (cf. supra), le salaire brut est mensualisé : on considère ainsi le salaire qui est (ou serait perçu) pour un mois complet de 30 jours.

L'ancienneté dans l'entreprise

Dans le panel DADS, le calcul de l'ancienneté est potentiellement délicat pour les entreprises appartenant à un groupe en raison des transferts d'emplois éventuels à l'intérieur des groupes. Pour pallier ce problème, le fichier Bridge de l'Insee est apparié au panel DADS, ce qui permet de rétablir la continuité économique. Pour les établissements de 50 salariés ou plus, l'appariement des deux sources est supérieur à 85% mais est de moindre qualité à partir de 1999. Pour compléter la correction, un redressement statistique est effectué pour les établissements dont l'appariement n'a

¹⁴Il existe aussi le risque d'une confusion d'une partie des employeurs entre la durée annuelle légale de travail 1600 heures avec la RTT et la durée de paie de 1824 heures.

pas été possible.

Le niveau de qualification

L'emploi non qualifié fait référence aux ouvriers non qualifiés et agents de surveillance, aux employés de commerce et aux personnels de service aux particuliers. L'emploi qualifié recouvre les ouvriers qualifiés et les employés administratifs des entreprises. L'emploi très qualifié regroupe le reste des emplois.

D Une très bonne simulation des masses des allègements

Le calcul des allègements à partir d'un salaire brut mensualisé

Afin d'étudier le coût salarial, la part patronale des cotisations patronales et les allègements de cotisations éventuels sont imputés pour chaque observation. Cette imputation s'effectue par calcul sur barème en respectant autant que possible la législation en vigueur. Il n'est pas possible de repérer les évolutions infra annuelles du salaire mais seulement de mesurer un salaire moyen mensualisé sur l'année. Il faut donc appliquer un barème moyen mensualisé des allègements de cotisations patronales résumant l'évolution des barèmes au cours de l'année. Le jour du début et de fin de la rémunération étant connus, il est possible de pondérer correctement ce barème au jour près. Prenons le cas d'un individu ayant travaillé 12 mois et d'un changement de barème intervenant au 1er septembre 1995. Le barème moyen est la somme pondérée des deux barèmes compte tenu de la durée de paie de l'individu : $8/12$ que multiplie le barème d'avant le 1er septembre soit $2/3$, plus $1/3$ fois le barème d'après le 1er septembre.

Un appariement avec la base DARES-URSSAF

Pour le calcul des allègements spécifiques liés à la signature d'un accord de passage à la RTT (Robien, Aubry I et Aubry II), on apparie le panel DADS avec la base RTT élaborée par la Dares. Cette base est constituée à partir des demandes d'allègement de cotisations sociales instauré par la seconde loi RTT de janvier 2000. Elle comprend des informations sur l'ensemble des établissements qui ont réduit leur temps de travail et qui ont demandé un allègement. S'y ajoutent les entreprises qui ont réduit leur temps de travail sous Robien et Aubry I. Les entreprises qui, bien qu'ayant passé un accord de réduction du temps de travail, n'ont pu (entreprises non éligibles aux aides) ou n'ont pas voulu solliciter d'aides publiques sont recensées au même titre que les autres par rapprochement avec d'autres sources. Les entreprises de moins de 50 salariés passées aux 35 heures par application directe d'un accord de branche ou d'une convention collective et celles qui ont été créées à 35 heures à partir de 2000 sont exclues du champ de la base si elles n'ont pas rempli de demande d'allègement de cotisations sociales. (Bilan de la réduction du temps de travail - De Oliveira (2004)). Par ailleurs, certaines variables dans les fiches retournées ont été peu ou mal renseignées. La difficulté avec la base des conventions RTT a été d'identifier la date à laquelle les entreprises devenaient bénéficiaires de l'aide dans la mesure où de nombreuses dates sont disponibles dans la base.

Pour les entreprises ayant réduit leur temps de travail avec le dispositif Robien, la date d'application des aides retenue est celle de signature de l'accord. Pour les établissements pour lesquels on ne dispose d'aucune date de référence, l'année correspondant au plus grand nombre d'entrées dans le dispositif a été imputée (soit l'année 1997).

Pour les entreprises ayant réduit leur temps de travail avec le dispositif Aubry I, la date d'application des aides est celle de l'entrée en vigueur de la réduction du temps de travail. En effet, la loi précise que la date retenue pour le calcul des aides doit être celle de la signature de l'accord. Néanmoins, si la réduction du temps de travail n'est pas effective dans les trois mois, la date de référence est celle de la mise en oeuvre de la réduction du temps de travail. Dans le cas de l'extension d'un accord de branche ou de l'application directe d'une convention, la date retenue pour l'application du barème est celle de la signature de la convention entre l'Etat et l'entreprise. La date d'effet de l'aide est le mois au cours duquel est effectivement intervenue la réduction du temps de travail¹⁵.

Enfin, les entreprises ayant réduit leur temps de travail avec le dispositif Aubry II doivent pour bénéficier de cet allègement satisfaire à trois conditions cumulatives : l'application de la durée collective effective fixée dans les limites définies par la loi sur la base d'au plus 35 heures hebdomadaires ou 1600 heures annuelles, le dépôt d'un accord collectif auprès de la DDTEFP (direction départementale de l'emploi et de la formation professionnelle) et, enfin, la réception par l'URSSAF (union de recouvrement des cotisations de sécurité sociale et des allocations familiales) d'une déclaration de demande d'allègement. Nous avons donc retenu comme date de passage et de barème à Aubry II, la date la plus récente entre les dates de signature d'un accord, de signature d'une convention, de l'extension de la convention et de la réception de la demande d'allègement par l'URSSAF. Afin d'améliorer l'adéquation entre les deux sources, on utilise le chaînage de SIRET reconstruit à l'aide de la base Bridge (voir annexe C). Cet appariement permet de connaître la nature de l'accord de RTT conclu et la date de sa mise en oeuvre (cf. le tableau 19) :

<i>Dispositif</i>	<i>Nombre d'établissements concernés</i>	<i>Effectifs salariés</i>
Robien	6 886	326 291
Aubry I	160 976	2 552 651
Aubry II	285 381	5 186 804
Non éligibles ou non aidés	42 567	1 837 969

Lecture : en 2002, 6886 établissements avaient signé un accord de réduction de temps de travail dans le cadre des accords « Robien ».

Source : suivi des déclarations de RTT, base DARES-URSSAF.

FIG. 19 – Répartition des différents établissements passés à 35 heures en fonction du dispositif de RTT en 2002

Si l'établissement a changé d'entreprise, la règle retenue est que cet établissement garde l'accord de temps de travail conclu dans l'entreprise précédente. C'est ainsi l'accord de RTT le plus ancien qui continue de s'appliquer.

Une très bonne estimation des masses d'allègements à champ comparable

La restriction de champ est estimée à environ 20%. En effet, le champ de notre étude se limite au secteur marchand privé (EB-EP) hors collectivités territoriales et hors entreprises publiques. Sont éliminées également les activités domestiques ainsi que l'intérim et les contrats aidés qui ne sont pas ou mal repérés sur le panel DADS. Afin d'apprécier l'ampleur de cette restriction de champ sur les masses d'allègements,

¹⁵L'aide ne peut toutefois être perçue avant la date de signature de la convention avec l'Etat.

nous avons reproduit la chaîne de programmes de simulation sur les enquêtes emploi de l'Insee pour les années 1994 à 1997. Au-delà de 1997, la mise en place de la RTT ne permet pas de reproduire les programmes. En moyenne, l'écart entre les champs est de 12% sur la masse salariale et de 21% sur la masse des exonérations (y compris allègements pour les salariés à temps partiel), soit un ordre de grandeur proche de celui que l'on observe sur la part des salariés percevant un salaire inférieur à 1,3 Smic temps complet (tableau 20).

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Masse salariale brute	88,2%	87,7%	86,9%	87,0%	86,6%	86,6%	85,7%	85,2%
Allègements de cotisations sociales (y compris abattement temps partiel)	79,5%	79,3%	79,0%	79,3%				
part des salariés <1,3 Smic temps complet	81,0%	78,6%	79,2%	78,9%	78,5%	78,7%	77,3%	76,2%

Source : enquêtes emploi 1994-2001, Insee.

Lecture : en 1994, la masse salariale du champ réduit (CDI, CDD du secteur privé marchand EB-EP) représente 88% du champ total (secteur privé y compris EA et EQ, ER et y compris les intérimaires)..

FIG. 20 – écarts entre le champ total et le champ réduit, en%

On suppose par la suite que les masses totales comptables doivent être réduites d'au moins 20% pour être compatibles avec le champ de notre étude.

Simulations globales et cibles comptables des allègements de cotisations sociales patronales

Toutes réductions confondues, le taux de couverture des masses de notre simulation est comprise entre 92% et 99% à champ comparable, à l'exception de l'année 1994 où il ne dépasse pas 75%. L'année 1994 est particulière dans le panel DADS :

- d'une part, une erreur d'échantillonnage affecte 9% de son champ (individus qui ne sont pas nés en octobre d'une année paire (Koubi et Roux (2004)));
- d'autre part, le repérage des embauches de cette année-là est délicat en raison de la rupture de la chaîne de traitement intervenue en 1993.

En effet, à champ comparable, la masse salariale brute simulée sur les DADS atteint 107% de la masse salariale brute estimée sur les enquêtes emploi pour la période 1995 à 2001. En 1994, ce rapport ne dépasse pas 98%. Si on corrige de cet effet de mauvaise couverture des DADS cette année-là (soit d'un rapport de 1,09), le taux de couverture globale remonte à 82%.

Une simulation moins précise pour les allègements destinés à l'embauche de travailleurs à temps partiel

Les allègements spécifiques à l'embauche des salariés en CDI en temps partiel sont moins bien estimés que les autres mesures :

- les conversions d'emplois à temps complet et temps partiel qui donnent droit à l'abattement spécifique ne sont pas prises en compte dans l'étude ;
- les embauches sont délicates à estimer dans le panel DADS (en raison du problème de suivi des SIRET) ;
- le type de contrat est inconnu dans cette source alors que seuls les CDI donnent droit à un allègement ;

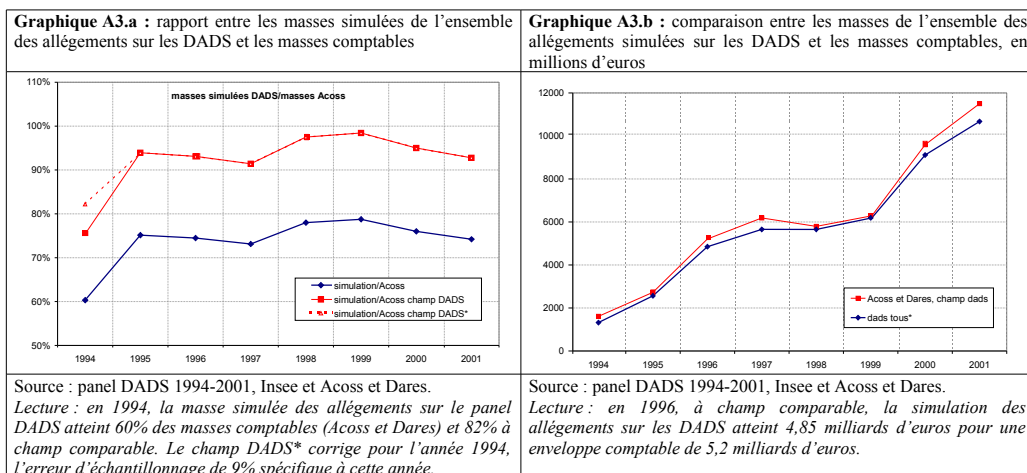


FIG. 21 – Comparaison des masses d'allégements simulées avec les masses comptables

- en fin de période, le partage temps partiel/temps complet dans les DADS est moins fiable du fait de la mise en place de la réduction du temps de travail. Alors que la part des emplois à temps partiel se stabilise puis diminue à partir de 1999 dans les enquêtes emploi, celle-ci continue de croître dans les DADS (voir annexe C sur la source). Cela explique que le taux de couverture de la simulation ne soit pas stable sur la période 1994 à 2001 mais continûment croissant.

Les autres allégements généraux

Comme on l'a vu précédemment, le taux de couverture global de la simulation des allégements hormis celle de l'abattement temps partiel est relativement stable au cours de la période et au-delà de 90%. Toutefois, à partir de 1997, les allégements sur les bas salaires semblent moins bien estimés qu'au cours de la période précédente. Cette couverture dégradée est, en partie seulement, compensée par un "excès" d'allégements liés à la mise en place de la réduction du temps de travail (Robien puis Aubry I et II) jusqu'en 2000 (graphique 23).

En conclusion, les masses d'allégements simulées semblent proches des dépenses d'allégements recensées par l'Accoss. Les différences qui demeurent, en particulier au niveau de la RBS, peuvent être attribuées à plusieurs facteurs : d'une part, la restriction de champ des allégements DADS a été simulée à partir de l'enquête Emploi or, cette source n'est pas forcément parfaitement représentative concernant la répartition des salariés par secteur, et d'autre part, certaines entreprises ont pu recourir à la ristourne sur les bas salaires à tort au lieu de demander les allégements associés à la réduction du temps de travail. Enfin, comme mentionné dans l'Annexe C, les DADS ne permettent pas de tenir compte des évolutions infra-annuelles des salaires et ainsi de différencier la part des salaires qui relève de primes versées périodiquement (annuellement ou plusieurs fois dans l'année). Or, les allégements sont calculés sur la base du salaire mensuel et ainsi le salaire mensualisé utilisé dans nos calculs ne rend pas forcément compte du calendrier des salaires versés. Prenons l'exemple d'un salaire rémunéré au

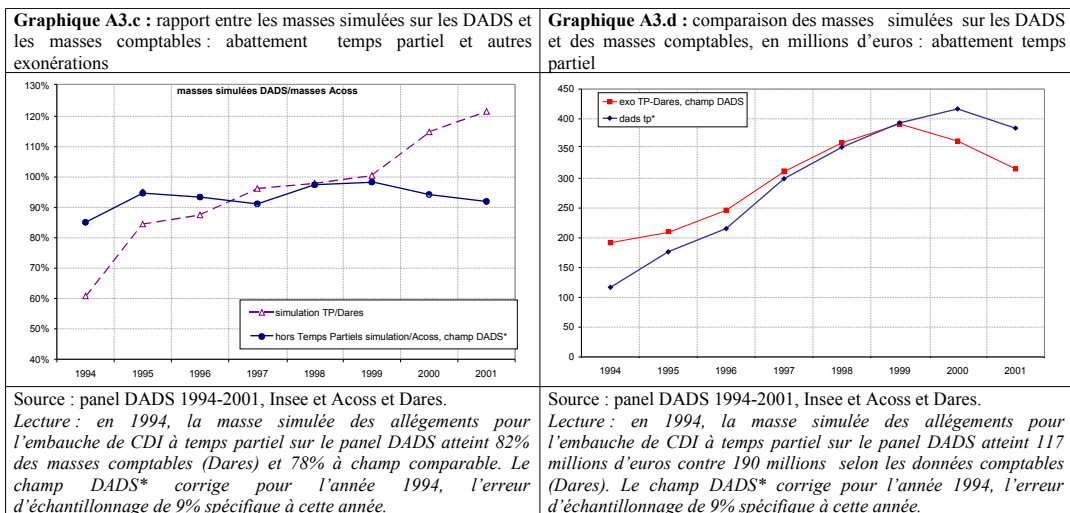
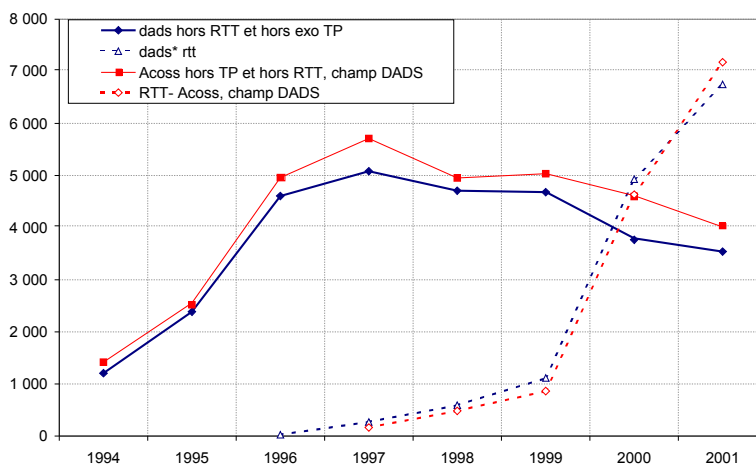


FIG. 22 – Masses simulées et comptables de l'abattement temps partiel, en millions d'euros



Source : panel DADS 1994-2001, Insee et Accoss et Dares.
Lecture : en 1994, les dépenses d'allègements hors RTT et temps partiel simulées à partir des dads s'élèvent à 1 200 millions d'euros. Les dépenses comptables correspondant au champ dads (c'est-à-dire minorées de 20%) sont de 1 400 millions d'euros.

FIG. 23 – Masses simulées et comptables d'allègements pour les bas salaires d'une part et pour la RTT d'autre part, en millions d'euros

Smic sur 13 mois. Si l'on utilise un salaire annuel mensualisé, le salaire mensuel de référence pour cet individu est un salaire de 1,1 Smic tandis que si le 13ème mois est versé le dernier mois, le salaire de référence pour les 11 premiers mois est le Smic tandis qu'il est de 2 Smic pour le dernier mois. Les allègements associés sont ainsi très différents. Nous avons simulé sur notre échantillon l'impact potentiel des primes en supposant que ces dernières étaient versées en une fois le dernier mois de paie et représentaient 1/13ième du salaire annuel. Les différences qui en découlent en termes de masses d'allègements sont non négligeables, les allègements totaux s'accroissant de 16% en 1998 et de 20% pour la seule RBS.

- N° 1 *La négociation salariale de branche entre 1985 et 1993*, par Olivier BARRAT (DARES), septembre 1994.
- N° 2 *Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude sur la période 1984-1992*, par S. LAGARDE (INSEE), E. MAURIN (DARES), C. TORELLI (INSEE), octobre 1994.
- N° 3 *L'impact du coût sur la substitution capital-travail*, par Ferhat MIHOUBI (DARES), novembre 1994.
- N° 4 *Éducation, expérience et salaire. Tendances et évolutions de long terme*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), novembre 1994.
- N° 5 *Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), décembre 1994.
- N° 6 *Perception et vécu des professions en relation avec la clientèle*, par Sabine GUYOT et Valérie PEZET (Institut pour l'amélioration des conditions de travail), déc. 1994.
- N° 7 *Collectifs, conflits et coopération dans l'entreprise*, par Thomas COUTROT (DARES), février 1995.
- N° 8 *Comparaison entre les établissements des PME des grandes entreprises à partir de l'enquête RÉPONSE*, par Anna MALAN (DARES) et Patrick ZOUARY (ISMA), septembre 1996.
- N° 9 *Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : une approche sur données d'entreprises*, par Gilbert CETTE et Élisabeth KREMP (Banque de France), novembre 1996.
- N° 10 *Les rythmes de travail*, par Michel CÉZARD et Lydie VINK (DARES), décembre 1996.
- N° 11 *Le programme d'entretien auprès des 900 000 chômeurs de longue durée - Bilan d'évaluation*, par Marie RUAULT et René-Paul ARLANDIS (DARES), mars 1997.
- N° 12 *Créations et suppressions d'emplois et flux de main-d'oeuvre dans les établissements de 50 salariés et plus*, par Marianne CHAMBAIN et Ferhat MIHOUBI (DARES), avril 1997.
- N° 13 *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis*, par Olivier CORTES et Sébastien JEAN (CEPII), mai 1997.
- N° 14 *Bilan statistique de la formation professionnelle en 1995-1996* - DARES, mai 1997.
- N° 15 *Les bas salaires en France 1983-1997*, par Pierre CONCIALDI (IRES) et Sophie PONTHEUX (DARES), octobre 1997.
- N° 16 *Les jeunes en difficulté à travers le réseau des missions locales et des PAIO entre 1994 et 1996 - Résultats du panel TERSUD de 1997*, DARES et DIJ, janvier 1998.
- N° 17 *L'impact macro-économique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macro-économiques*, DARES (Mission analyse économique), SEMEF-BDF, OFCE, janvier 1998.
- N° 18 *L'opinion des Français face au chômage dans les années 80-90*, par Jacques CAPDEVIELLE et Arlette FAUGERES (CEVIPOF), janv. 1998.
- N° 19 *Intéressement et salaires : Complémentarité ou substitution ?* par Sylvie MABILE, DARES, mars 1998.
- N° 20 *L'impact économique de l'immigration sur les pays et régions d'accueil : modèles et méthodes d'analyse*, par Hubert JAYET, Université des sciences et technologies de Lille I, avril 1998.
- N° 21 *Analyse structurelle des processus de création et de suppression d'emplois*, par Frédéric KARAMÉ et Ferhat MIHOUBI, DARES, juin 1998.
- N° 22 *Quelles place pour les femmes dans les dispositifs de la politique de l'emploi entre 1992 et 1996 ?*, par Franck PIOT, DARES, août 1998.
- N° 23 *Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail*, par Lionel DOISNEAU, DARES, sept. 1998.
- N° 24 *Le programme « Nouveaux services-Emplois jeunes », d'octobre 1997 à octobre 1998*, par Françoise BOUYGARD, Marie-Christine COMBES, Didier GÉLOT, Carole KISSOUN, DARES, novembre 1998.
- N° 25 *Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale*, par Sandrine DUCHÈNE et Alain JACQUOT, DARES et INSEE, mars 1999.
- N° 26 *Stratégies concurrentielles et comportements d'emploi dans les PME - Un état de la littérature*, par Philippe TROUVÉ, avril 1999.
- N° 27 *Effets sur les trajectoires des chômeurs d'un passage dans deux dispositifs de politique d'emploi (CES-SIFE), Rapport final pour la convention du 15/06/98 (n° 98020) passée entre le Gréquam et la Dares*, Christelle BARAILLER, mai 1999.
- N° 28 *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, par Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX, ERMES- Paris II et DARES, juin 1999.
- N° 29 *Les allocataires du RMI et l'emploi*, par Dominique ARNOUT (Rapport de stage), juin 1999.
- N° 30 *Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail*, par Anne-Lise AUCOUTURIER, Thomas COUTROT (DARES) et Étienne DEBAUCHE (Université Paris X-Nanterre), septembre 1999.
- N° 31 *Le mandatement dans le cadre de la loi du 13 juin 1998*, par Christian DUFOUR, Adelheid HEGE, Catherine VINCENT et Mouna VIPREY (IRES), octobre 1999.
- N° 32 *L'effort financier des collectivités locales dans la lutte contre le chômage et pour l'aide à l'emploi*, par Jacques ABEN, Paul ALLIES, Mohammad-Saïd DARVICHE, Mohammed DJOULDEM, Muriel FROEHLICH, Luis DE LA TORRE, octobre 1999.
- N° 33 *La dynamique asymétrique des flux de création et de suppression d'emplois : une analyse pour la France et les États-Unis*, par Frédéric KARAMÉ (DARES), nov. 1999.
- N° 34 *Évaluation d'une mesure de politique pour l'emploi : la convention de conversion*, par Marc WEIBEL (rapport de stage), janvier 2000.
- N° 35 *Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail*, par Murielle FIOLE, Vladimir PASSERON et Muriel ROGER, janvier 2000.
- N° 36 *La durée annuelle et l'aménagement du temps de travail en 1994*, par Annie DELORT et Valérie LE CORRE, février 2000.
- N° 37 *Analyse des premiers accords conventionnés de passage à 35 heures - Étude monographique de 12 accords*, par Pierre BOISARD et Jérôme PELISSE, février 2000.
- N° 38 *Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?*, par Sébastien JEAN (CEPII), août 2000.
- N° 39 *La mise en œuvre de la formation dans les contrats de qualification - Rapport final*, par Marie-Christine COMBES (GPI-MIS), octobre 2000.
- N° 40 *L'impact du développement des services sur les formes du travail et de l'emploi - Rapport final pour la Dares* -, par Christian du TERTRE et Pascal UGHETTO (IRIS-Université Paris-IX-Dauphine), novembre 2000.
- N° 41 *Le suivi du plan social par l'employeur au service de l'amélioration du processus décisionnel : l'apport de trois études de cas*, par Christophe CORNOLT, Yves MOULIN et Géraldine SCHMIDT (Université Nancy II), février 2001.
- N° 42 *L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines : une enquête exportatrice auprès des grandes entreprises françaises*, par Sabine MONTAGNE et Catherine SAUVIAT (IRES), mars 2001.
- N° 43 *L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage (Convention d'étude Dares-Ires)*, par Hervé HUYGHUES DESPOINTE, Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER, mars 2001.
- N° 44 *L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite*, par Antoine BOMMIER, Thierry MAGNAC et Muriel ROGER, avril 2001.
- N° 45 *Étude de la démographie des organismes de formation continue*, par Isabelle BAUDEQUIN, Annie CHANUT, Alexandre MELIVA (DARES et CEREQ), juin 2001.
- N° 46 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite. Une approche par métiers*, par Agnès TOPIOL (DARES), juillet 2001.
- N° 47 *Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelles*, par Agnès TOPIOL (DARES), juin 2001.
- N° 48 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite*, juillet 2001.
- N° 49 *L'information statistique sur la participation des entreprises à la formation continue : état des lieux et évolutions possibles*, août 2001.
- N° 50 *Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers DIANE). Panel DIANE/UNEDIC, période 1991-1999*, par Anne SAINT-MARTIN (DARES), janvier 2002.
- N° 51 *Dynamique des métiers et usage de l'informatique : une approche descriptive*, par Thomas COUTROT (DARES) et Jennifer SIROTEAU, février 2002.
- N° 52 *Licenciements et marchés financiers : les illégitimités de la convention financière*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 53 *Mécanisme du plan de licenciement : déconstruction d'argumentaires économiques de projets de licenciements*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 54 *À la recherche du temps gagné : des salariés face aux 35 heures*, par Jérôme PELISSE (CEE), mai 2002.
- N° 55 *La réduction du temps de travail en Lorraine : enjeux, négociations et pratiques des entreprises*, par Lionel JACQUOT (LASTES) et Nora SETTI (GREE), avril 2002.
- N° 56 *Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie*, par Marc-Antoine ESTRADE et Dominique MEDA (DARES), mai 2002.
- N° 57 *Enquête passages : projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures - Guide méthodologique et analyse préliminaires*, par Mathieu BUNEL, juillet 2002.
- N° 58 *Cohésion sociale, emploi et compétitivité : éléments pour un débat*, par Rachel BEAUJOLIN-BELLET, Marc-Antoine ESTRADE, Jean-Yves KERBOUC'H, Tristan KLEIN, Frédéric LERAI, Dominique MEDA, Anne SAINT-MARTIN, Frédéric TRIMOUILLE (DARES), août 2002.
- N° 59 *La politique de l'emploi au prisme des territoires*, par Thierry BERTHET, Philippe CUNTIGH (CERVL-CEREQ) et Christophe GUITTON (DARES), septembre 2002.
- N° 60 *Comparaison internationales de durée et de productivité*, par Odile CHAGNY et Mireille BRUYERE (Observatoire Français des Conjonctures Économiques), sept. 2002.
- N° 61 *L'effet des 35 heures sur la durée du travail des salariés à temps partiel*, par Aline OLIVEIRA (ENSAE) et Valérie ULRICH (DARES), sept. 2002.
- N° 62 *Les effets du dispositif d'intéressement sur l'insertion au marché du travail des bénéficiaires de l'allocation chômage*, par Nadia ALIBAY et Arnaud LEFRANC (Université de Cergy-Pontoise), octobre 2002.
- N° 63 *Normes d'emploi et marché du travail dans les métiers liés aux technologies de l'information*, par Yannick FONDEUR et Catherine SAUVIAT (DARES), nov. 2002.
- N° 64 *Enquête « RÉPONSE » 1998 - Questionnaire « Représentants du personnel » - De la participation au conflit*, par Daniel FURJOT (DARES), déc. 2002.
- N° 65 *Développement et dialogue social - Les TPE face aux 35 heures*, par Pascal CHARPENTIER (CNAM) et Benoît LEPLEY (GIP-MIS), janvier 2003.
- N° 66 *La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS*, par Frédéric LAINÉ, mars 2003.
- N° 67 *Un indicateur régional d'évolution mensuelle d'emploi dans les établissements de 50 salariés ou plus*, par Magda TOMASINI, avril 2003.
- N° 68 *La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999*, par Véronique JANOD et Anne Saint-Martin, avril 2003.
- N° 69 *Discrimination et emploi : revue de la littérature*, par Hélène GARNER-MOYER, mai 2003.
- N° 70 *Impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage - 2ème partie Espagne - Italie*, par Florence LEFRESNE (IRES) et Carole TUCHSZIRER (IRES), mai 2003.
- N° 71 *Souplesse et sécurité de l'emploi : Orientations d'études et de recherches à moyen terme*, coordination par Carole Yerochewski, juin 2003.
- N° 72 *Séries de données sur les mouvements de main-d'oeuvre 1996-2001*, par Lucile Richet-Mastain, juillet 2003.
- N° 73 *35 heures et mise en oeuvre des dispositifs de modulation/annualisation dans les enquêtes REPONSE et PASSAGES*, par Matthieu Bunel, août 2003
- N° 74 *Le licenciement pour motif personnel : une catégorie juridique aux contours flous et difficiles à cerner par les statistiques administratives*, par Maria-Teresa Pignoni et Patrick Zouary (Si2S), octobre 2003
- N° 75 *Plan national d'action pour l'emploi 2003. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail et Norbert Holcblat, octobre 2003.
- N° 76 *Les estimations mensuelles d'emploi salarié dans le secteur concurrentiel*, par Raphaël Cancé, octobre 2003.

- N° 77 *Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT*, par Gilbert CETTE (CEDERS), Nicolas DROMEL (GREQAM) et Dominique Méda (DARES), novembre 2003.
- N° 78 *Trajectoires passées par un emploi à bas salaire. Une étude à partir du panel européen des ménages*, par Bertrand LHOMMEAU (DARES), novembre 2003.
- N° 79 *Evaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail*, par Delphine BROCHARD (MATISSE-CNRS), novembre 2003.
- N° 80 *Les disparités de rémunération entre hommes et femmes : la situation de quatre branches professionnelles*, par Fathi FAKHFAKH (Université Paris II - ERMES), Séverine LEMIERE (Université du Littoral - MATISSE), Marie-Pierre MERLATEAU (Université Paris II - ERMES) et Dominique MEURS (Université Paris II - ERMES), janvier 2004.
- N° 81 *Arbitrage entre flexibilité interne et flexibilité externe : une analyse empirique*, par Matthieu BUNEL (IREGE - Université de Savoie), mai 2004.
- N° 82 *Dossier Age et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Frédéric LERAIS et Pierre MARIONI, mai 2004.
- N° 83 *La contribution des femmes à la performance* : une revue de la littérature, par Sophie LANDRIEUX-KARTOCHIAN (Université Paris I - Panthéon Sorbonne, CERGORS), octobre 2004.
- N° 84 *En 2002, l'insertion des jeunes dans l'emploi se fait plus ou moins lentement selon les pays européens*, par François BRUNET, octobre 2004.
- N° 85 *Etude de qualité sur le questionnement relatif au temps de travail dans les enquêtes Acemo*, par l'ENSAE Junior Etudes, octobre 2004.
- N° 86 *Les processus de mise en oeuvre de l'offre de formation Unédic dans le cadre du PARE* (plan d'aide au retour à l'emploi), par Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZI RER (IRES), avec la collaboration statistique de Hervé Huyghues Despointes, octobre 2004.
- N° 87 *Quels effets de la négociation salariale d'entreprise sur l'évolution des salaires entre 1999 et 2001 ?*, par Abdenor BRAHAMI et Catherine DANIEL, novembre 2004.
- N° 88 *Plan national d'action pour l'emploi 2004. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail, novembre 2004.
- N° 89 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares) et E. YILMAZ (stagiaire du DESS «Techniques statistiques et informatiques» Université Panthéon Assas Paris 2), décembre 2004.
- N° 90 *Les pouvoirs du temps. La transformation des régulations dans les organisations du travail après la RTT*, par Michel PEPIN, en collaboration avec Bernard DOERFLINGER, Yves JORAND, Myriame MAUFROY (ESSOR Consultants), janvier 2005.
- N° 91 *Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité*, par Catherine ACHIN, Dominique MEDA, Marie WIERINK, janvier 2005.
- N° 92 *La place du travail dans l'identité*, par Hélène GARNER, Dominique MEDA (Dares), et Claudia SENIK (Delta, Paris IV), janvier 2005.
- N° 93 *Audit de l'enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre (EMMO)*, par Heidi WECHTLER, janvier 2005.
- N° 94 *Modalités de passage à 35 heures des TPE*, par Victor DE OLIVEIRA, février 2005.
- N° 95 *Evaluation des politiques d'emploi : la deuxième génération des panels des bénéficiaires*, par Christine CHARPAIL, Tristan KLEI, Serge ZILBERMAN, février 2005.
- N° 96 *Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord*, par Violaine DELTEIL et Dominique REDOR (GIPMIS), février 2005.
- N° 97 *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup Wolff (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 97bis *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique. Annexes*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup WOLFF (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 98 *La mixité professionnelle : les conditions d'un développement durable*, par Michèle FORTE, Myriam NISS, Marie-Claude REBEUH, Emmanuel TRIBY (BETA, Cereq, Université Louis Pasteur de Strasbourg), février 2005.
- N° 99 *Bilan d'activité 2003 des missions locales et des PAIO*, par Camille BONAÏTI (Dares) et Amaria SEKOURI (DGEFP), avril 2005.
- N° 100 *RTT et organisation du travail : l'incidence des lois Aubry II*, par P. CHARPENTIER (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), H. HUYGHUES DESPOINTES, M. LALLÉMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BARON (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
- N° 101 *Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs*, par Véronique REMY, juillet 2005.
- N° 102 *Les réticences à entrer dans le cadre légal des 35 heures*, par Y. JORAND et J.-M. GELIN (Selari ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (CGS), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
- N° 103 *Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique*, par Stéphanie JAMET (Dares lors de la réalisation de l'étude), août 2005.
- N° 104 *La négociation de branche sur la formation professionnelle : les apports de la négociation de branche suite à la réforme de la formation professionnelle tout au long de la vie*, par Caroline RIVIER et Carine SEILER, sous la direction de Jean-Marie LUTTRINGER (Circé), septembre 2005.
- N° 105 *Après un contrat aidé : les conditions de vie s'améliorent*, par Emmanuel BERGER et Tristan KLEIN, septembre 2005.
- N° 106 *Difficultés d'emploi, santé et insertion sociale*, par François BRUN, Colette LEYMARIE, Emma MBIA, Patrick NIVOLLE (Centre d'études de l'emploi), collaboration extérieure : Marie MARIN, octobre 2005.
- N° 107 *La sécurisation des trajectoires professionnelles*, par Dominique MEDA et Bertrand MINAULT, octobre 2005.
- N° 108 *Le licenciement des salariés protégés. Processus et enjeux*, par Mario CORREIA (Institut du travail d'Aix-en-Provence, LEST) et Nicole MAGGI-GERMAIN (Institut des sciences sociales du travail, Université Paris I, Panthéon-Sorbonne, DCS), février 2006.
- N° 109 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activité (nomenclature 2003 niveau 31) - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares), mars 2006.
- N° 110 *Les relations professionnelles dans les pays d'Europe centrale et orientale au tournant de l'entrée dans l'Union européenne. Survey de littérature*, par M. WIERINK, mars 2006.
- N° 111 *Renégocier la RTT. Les enseignements de 16 démarches d'entreprise*, par M. PEPIN, B. DOERFLINGER, Y. JORAND, P. NICOLAS (Essor Consultants) et D. TONNEAU (Ecole des Mines de Paris), avril 2006.
- N° 112 *La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé*, par Etienne DEBAUCHE et Stéphane JUGNOT, avril 2006.
- N° 113 *La politique spécifique de l'emploi et de la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE*, par Karl EVEN et Tristan KLEIN, avril 2006.
- N° 114 *Stratégie européenne pour l'emploi. Évaluation des politiques de l'emploi et du marché du travail en France (2000-2004)*, coordination Christine CHARPAIL et Frédéric LERAIS, avril 2006.
- N° 115 *Les expositions aux risques professionnels - Les ambiances et contraintes physiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 116 *Pourquoi les moins qualifiés se forment-ils moins ?*, par Camille BONAÏTI, Aurore FLEURET, Patrick POMMIER, Philippe ZAMORA, juillet 2006.
- N° 117 *Le CDD : un tremplin vers le CDI dans deux tiers des cas... mais pas pour tous*, par Bérangère JUNOD, juillet 2006.
- N° 118 *Les expositions aux risques professionnels - Les produits chimiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 119 *Anticipation et accompagnement des restructurations d'entreprises : dispositifs, pratiques, évaluation*, par R. BEAUJOLIN-BELLET (coordination), Ch. CORNOLTI, J.-Y. KERBOUC'H, A. KUHN, Y. MOULIN (Reims Management School), et la collaboration de J.-M. BERGERE, F. BRUGGEMAN, B. GAZIER, D. PAUCARD, C.-E. TRIOMPHE, octobre 2006.
- N° 120 *Les expositions aux risques professionnels - Les contraintes organisationnelles et relationnelles - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), octobre 2006.
- N° 121 *Les expositions aux risques professionnels par famille professionnelle - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), décembre 2006.
- N° 122 *Intérim : comparaison de sources*, par Basma SAADAoui, en collaboration avec Nicolas de RICCARDIS, mars 2007.
- N° 123 *Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels. Une approche par les DADS*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, avril 2007.
- N° 124 *Séries de données régionales sur les mouvements de main-d'oeuvre entre 1996 et 2005*, par Bruno LUTINIER, mai 2007.
- N° 125 *Colloque "Age et emploi". Emploi et travail des seniors : des connaissances à l'action. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Pierre MARIONI, juin 2007.
- N° 126 *Accès à l'emploi et qualité de l'insertion professionnelle des travailleurs handicapés en milieu ordinaire de travail*, par Claire FANJEAU (Université Paris I et Centre d'études de l'emploi), juin 2007.
- N° 127 *Le poids du temps partiel dans les trajectoires professionnelles des femmes*, par Sophie RIVAUD (stagiaires à la Dares) et Valérie ULRICH, juillet 2007.
- N° 128 *Analyse de l'évolution des statistiques de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE de la mi-2005 à la fin 2006*, par Etienne DEBAUCHE, Thomas DERROYON, Fanny MIKOL et Hélène VALDELIEVRE, août 2007.
- N° 129 *Les déterminants de l'emploi non-salarié en France depuis 1970*, par Grégoire LURTON (EnsaE) et Fabien TOUTLEMONDE (Dares), septembre 2007.
- N° 130 *Revue de littérature : organisations patronales en France et en Europe* par Marion RABIER (ENS/EHESS - Dares), décembre 2007.
- N° 131 *The social multiplier and labour market, participation of mothers*, par Eric MAURIN (PSE) et Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 132 *L'influence causale du nombre d'enfants et de leur âge de première scolarisation sur l'activité des mères : une revue de la littérature*, par Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 133 *Conséquences des fusions-acquisitions sur la gestion de la main-d'oeuvre : une analyse empirique sur les données françaises pour la vague de la fin des années 1990*, par Matthieu BUNEL (CEE, Université de technologie de Belfort-Montbéliard), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée), Lucie GONZALEZ (Dares-MAE), janvier 2008.
- N° 134 *Les politiques d'allègements ont-elles un effet sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires ?*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, janvier 2008.