

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Août
2009

Les effets des allègements
de cotisations sociales sur l'emploi
et les salaires : une évaluation
de la réforme Fillon de 2003

Matthieu Bunel,
Fabrice Gilles,
Yannick L'Horty

122

Document de travail

Les effets des allègements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires : une évaluation de la réforme Fillon de 2003

MATTHIEU BUNEL

matthieu.bunel@utbm.fr

*Université de technologie de Belfort Montbéliard, CEE
et Tepp (FR CNRS n°3126)*

FABRICE GILLES

fabrice.gilles@univ-lille1.fr

Université de Lille 1, EQUIPPE et CEE

YANNICK L'HORTY

yannick.lhorty@cee-recherche.fr

Université d'Evry- EPEE, CEE et Tepp (FR CNRS n°3126)

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 122

août 2009

ISSN 1776-3096
ISBN978-2-11-098593-4

LES EFFETS DES ALLÈGEMENTS DE COTISATIONS SOCIALES SUR L'EMPLOI ET LES SALAIRES : UNE ÉVALUATION DE LA RÉFORME FILLON DE 2003

Matthieu Bunel, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty

RESUME

La réforme Fillon du 17 janvier 2003 a unifié les dispositifs d'exonération de cotisations sociales entre les entreprises aux 35 heures et celles aux 39 heures tout en réalisant sur une période de trois ans, de 2003 à 2005, la convergence entre le Smic horaire et les différentes garanties mensuelles de rémunération (GMR) qui coexistaient jusque-là. Nous évaluons les effets de cette réforme sur l'emploi et les salaires en mobilisant un appariement de données issues des fichiers de l'Urssaf qui permettent, pour la première fois, de vérifier la perception effective des baisses de cotisations sociales par les entreprises.

L'évaluation tient compte à la fois de l'endogénéité de la baisse du coût salarial moyen induite par la réforme (les entreprises qui augmentent l'emploi à bas salaires suite à la réforme voient leur coût du travail diminuer davantage) et des différences selon que les entreprises étaient initialement à 35 heures ou à 39 heures. Nous calculons en premier lieu, pour chaque entreprise, la variation du coût salarial moyen associée aux changements de barèmes et à la hausse des minima salariaux, sur la base des rémunérations versées en 2002. Puis nous estimons les effets sur l'emploi et les salaires de la variation du coût du travail à l'aide de méthodes para métriques et semi paramétriques appliquées sur deux échantillons d'entreprises, celles qui sont passées des mesures Aubry au dispositif Fillon, d'un côté, celles qui sont restées aux 39 heures et ont bénéficié des aides Fillon, de l'autre. Les données sont tirées d'un panel cylindré sur la période 2002-2005 de près de 90 000 entreprises de plus de cinq salariés issus d'un appariement entre les fichiers administratifs Arome, Orme, Sequoia, Suse et DADS gérés par l'Acosse et l'Insee.

Dans les deux catégories d'entreprises, nous trouvons des élasticités de l'emploi au coût du travail qui sont significatives et de signes attendues : une hausse du coût salarial moyen de 1 % réduit l'emploi d'environ 0,25 %. Comme la majorité des entreprises aux 39 heures ont bénéficié d'une hausse des exonérations, la réforme Fillon leur a permis d'accroître leur niveau d'emploi. En revanche, pour les entreprises aux 35 heures c'est la situation inverse qui prévaut : la réforme a alors conduit à une baisse de l'emploi. La réforme Fillon n'a au final pas eu d'effet clair sur l'emploi agrégé, qu'il soit mesuré en effectif ou en équivalent temps plein. Elle a cependant contribué à la hausse des rémunérations moyennes, pour les deux catégories d'entreprises.

Mots-clefs : évaluation des politiques publiques, allègements de cotisations sociales, coût du travail, estimations semi-paramétriques.

The Impact of payroll tax cuts on wages and employment: An econometric evaluation of the Fillon reform in 2003

Abstract

French 2003 Fillon law aims at merging payroll tax cut devices. Before the Reform, there were two groups of firms. In the first one, firms implement the 35 hours work week and benefit from specific tax cuts which are targeted on low and medium wages. In the second one, firms employ workers who still work 39 hours a week and benefit from tax cuts which are only targeted on low wages. The Fillon Reform organizes the convergence of these two devices towards a unique payroll tax cut device between the beginning of the year 2003 and the end of the year 2005. In this paper, we evaluate the impact of this Reform on employment and wages. We use the Acooss-Urssaf data files which allow us to check for effective declared payments of social contributions. This is the first time that such data are available making this analysis possible.

Our study takes account for the endogeneity of labour cost decrease which is due to the Fillon reform: firms which create low wages jobs see their labour cost decrease at the same time. Moreover, we distinguish firms following that their employees work 35 or 39 hours a week before the year 2003. In a first step, we compute the evolution in the average labour cost for every firm, while considering the 2002 wages and using tax cuts devices formulas. In a second step, we implement parametric and semi-parametric econometric methods to estimate the impact of the Fillon reform on aggregate employment and average wages. To proceed, we use a balanced panel of 90000 firms which merges several data sources (administrative files Arôme, Orme, Sequoia (Acooss-Urssaf), DADS and Suse (Insee)). We consider two types of firms, on the one hand, those which implement the 35 hours work week, hence which benefit from Aubry 2 tax cuts and then from Fillon tax cuts; on the other hand, those whose employees still work 39 hours a week, hence which benefit from Juppé tax cuts and then from Fillon tax cuts.

We show that the 2003 Fillon reform leads to a slight increase in employment in firms where hours of work are still at 39 hours and to a decrease in other firms. Therefore, there is no clear impact of the Fillon reform on aggregate employment, either expressed in terms of men or hours or work. However, in both types of firms, this reform induces an increase in average wages.

Key words: public policy evaluation, payroll tax cuts, labour cost, semi-parametric estimations.

La Loi n° 2003-47 du 17 janvier 2003 relative « aux salaires, au temps de travail et au développement de l'emploi », dite réforme Fillon, a unifié les dispositifs d'exonération de cotisations sociales entre les entreprises aux 35 heures et celles aux 39 heures. Les exonérations atteignent alors un maximum, pour un montant de plus de 20 milliards d'euros à partir de 2004. Avec l'unification du Smic horaire et des Garanties mensuelles de rémunération (GMR) qu'elle organise également, cette réforme a fortement affecté l'évolution du coût du travail entre janvier 2003 et juillet 2005. Globalement, ces changements se sont traduits par une redistribution des exonérations de prélèvements sociaux entre les entreprises, avec moins d'exonérations données aux entreprises aux 35 heures et davantage d'exonérations données aux entreprises aux 39 heures et au sein de ces entreprises, entre les salariés selon leur niveau de rémunération.

L'objectif de cet article est d'évaluer les effets de cette réforme sur l'emploi et les salaires bruts horaires. La difficulté de cet exercice d'évaluation provient du fait que le traitement étudié affecte toutes les entreprises, de manière différenciée et endogène. Les entreprises qui ont le plus augmenté leur part des salariés dont la rémunération est comprise entre 1,2 Smic et 1,4 Smic ont bénéficié d'une baisse plus forte du coût salarial moyen et donc d'un traitement *a posteriori* d'une intensité plus forte. Pour tenir compte de ces différents éléments, la stratégie adoptée consiste tout d'abord, à distinguer deux groupes d'entreprises. Le premier est constitué des entreprises qui bénéficiaient avant 2003 des allègements de cotisations sociales prévus dans le cadre des lois de juin 1998 et janvier 2000 associés au passage aux 35 heures puis qui ont obtenu les aides prévues par le dispositif Fillon. Le second groupe est constitué des entreprises restées aux 39 heures avant 2003 et qui bénéficiaient pour leur très large majorité de la ristourne sur les bas salaires et qui ont ensuite obtenu les aides Fillon.

Pour ces deux groupes d'entreprises, on calcule l'ampleur de la variation du coût salarial moyen tenant compte de la hausse des salaires minimums et du changement des barèmes d'allègement en supposant stable la structure de leur main-d'œuvre avant et après la réforme Fillon. Cette stratégie s'inspire pour partie de celle retenue par Crépon et Desplatz (2001) pour analyser les effets de la politique d'allègements sur les bas salaires de 1995. Toutefois, notre méthodologie se différencie sur deux points.

D'une part, elle intègre les diverses modifications des barèmes d'allègement et la hausse différenciée des salaires minimums : le Smic horaire pour les entreprises restées aux 39 heures et les GMR pour les entreprises ayant mis en œuvre la réduction du temps de travail. D'autre part, elle se base sur les exonérations effectivement perçues par les entreprises et non sur les exonérations théoriques calculées comme le font la plupart des études existantes. L'écart entre ces deux grandeurs est susceptible d'introduire un biais pour erreur de mesure de grande ampleur (Stewart, 1983).

Un échantillon cylindré de près de 90 000 entreprises issu de l'appariement les fichiers administratifs Arome, Orme, Sequoia, Suse et DADS gérés par l'Acosse et l'Insee est utilisé. On se focalise sur les entreprises de plus de cinq salariés issues du secteur privé non agricole, présentes dans l'échantillon sur la période 2002 à 2005 et bénéficiant des allègements Aubry 2 et RBS puis de l'allègement Fillon de manière continue sur la période 2003 à 2004. Les établissements qui ont bénéficié de la ristourne sur les bas salaires jusqu'en 2003 puis du dispositif Fillon représentent 76,5 % des établissements de l'échantillon (et 54,8 % des effectifs). Les établissements qui ont bénéficié de la ristourne sur les bas salaires, puis du dispositif Aubry 2 avant de bénéficier du dispositif Fillon à partir de 2003 correspondent à 23,5 % des établissements de l'échantillon (et 45,2 % des effectifs).

Plusieurs techniques économétriques paramétriques puis non paramétriques sont successivement mobilisées afin de dégager des effets robustes. L'estimation de base s'appuie sur la méthode des

moindres carrés ordinaires (MCO). Cette méthode vise à estimer l'effet moyen du traitement en s'appuyant sur une hypothèse d'exogénéité du traitement. Afin de tester l'impact du traitement sur l'ensemble de la distribution des variables d'intérêt retenues, des régressions quantiles sont également mobilisées. Finalement, pour relâcher l'hypothèse de relation linéaire entre les variables expliquées et les variables explicatives, ainsi que pour relâcher l'hypothèse de normalité des résidus, des estimations sont réalisées en utilisant les méthodes d'appariement sélectif sur le score de propension.

Nos résultats soulignent que les entreprises qui ont le plus bénéficié de la hausse des exonérations ont vu leur niveau d'emploi total croître davantage. Globalement, comme la majorité des entreprises aux 39 heures ont bénéficié de cette hausse, la réforme Fillon leur a permis d'accroître légèrement leur niveau d'emploi. En revanche, pour les entreprises aux 35 heures la situation inverse est observée. Pour ces entreprises, cette réforme a conduit à une baisse relative de l'emploi. Du fait de ces effets de redistribution de l'emploi entre entreprises, la réforme Fillon n'a pas eu d'effet clair sur l'emploi agrégé, qu'il soit mesuré en effectif ou en équivalent temps plein.

Le coût du travail, quant à lui, a évolué à la baisse mais avec des différences notables entre les deux types d'entreprises. Pour les entreprises aux 39 heures, il y a bien une baisse du coût salarial moyen, atténuée en partie par une hausse du salaire horaire. En revanche, pour les entreprises aux 35 heures, le coût salarial moyen n'a pas varié de manière significative.

L'organisation de cet article est la suivante. La première section revient sur les résultats obtenus par des études empiriques antérieures. La deuxième section présente l'évolution du coût salarial moyen liée à la réforme Fillon. La troisième section expose les données mobilisées et l'évolution du taux d'exonération associée à la réforme de janvier 2003. La section quatre précise le mode de calcul et la variation du coût salarial moyen lié exclusivement à la réforme Fillon. La section cinq précise la stratégie d'estimation retenue et la sixième les résultats obtenus. La section sept conclut.

1. UN RAPPEL DES RÉSULTATS DES ÉTUDES ANTÉRIEURES

Les effets attendus d'une réforme des barèmes de cotisations sociales employeurs dépendent de trois facteurs : la structure des allègements, la valeur prise par les élasticités de la demande et de l'offre de travail au coût salarial moyen et l'impact des allègements sur les salaires. Ainsi, le ciblage, la générosité et la durée de ces allègements de cotisations sociales employeurs risquent d'influencer fortement l'efficacité des allègements (OCDE, 2003 ; Marx, 2005).

Plusieurs études théoriques ont mis en évidence les effets d'une politique de baisse de cotisations sociales sur les effectifs à bas salaires, sur le taux de chômage et les rémunérations en retenant différents cadres d'analyse : les modèles d'équilibre général, les modèles de concurrence monopolistique ou encore les modèles dynamiques (Fitoussi, 2000). Les effets d'une politique de baisse des cotisations ont été simulés en calibrant ces modèles à l'aide de valeurs estimées de l'élasticité de la demande de travail à son coût (pour la France voir notamment l'article de Chéron, Hairault, Langot, 2008). La principale limite de ces évaluations a priori provient de la forte sensibilité des résultats aux valeurs utilisées pour calibrer le modèle. Toutefois, ces modèles permettent de bien spécifier les mécanismes économiques en présence (par exemple l'impact de ces réformes sur les salaires, la productivité et le volume de production).

Afin de compléter ces analyses, de nombreuses études appliquées ont étudié a posteriori les effets d'un changement opéré par un pays concernant les barèmes de cotisations sociales. D'après ces études, il n'existe pas de relation claire entre l'évolution des cotisations et celle des salaires, de l'emploi et du chômage. Nous présentons rapidement les méthodologies et les résultats obtenus par ces différentes générations d'articles.

La première génération d'études mobilise des séries chronologiques (Brittain, 1971 ; Vroman, 1974a ; Beach, Balfour, 1983 ; Kugler, Kugler, 2008) ou se base sur des comparaisons internationales (Vroman, 1974b ; Bell, Nickell, 1997). Ces premiers travaux obtiennent des résultats hétérogènes sur les effets d'une modification des cotisations sociales sur l'emploi. Notons que ces résultats ont largement été remis en cause ces dernières années en raison de leur forte dépendance aux variables omises. En effet, au niveau macro-économique des variables inobservées peuvent affecter simultanément les taux de cotisations observés d'une part, et les salaires et l'emploi d'autre part, biaisant ainsi les coefficients estimés.

Afin d'éviter ce problème, une seconde génération de travaux a mobilisé des données microéconomiques. Dans ce cadre en s'appuyant sur des données de panel américaines du PSID sur la période 1968 à 1974, Hamermesh (1979) montre qu'une hausse des cotisations sociales influence simultanément les salaires et l'emploi. Une hausse de 1 % des cotisations sociales s'accompagne en moyenne d'une baisse de 0,3 % des salaires, le restant étant absorbé par une diminution de l'emploi.

En adoptant une méthodologie similaire, Gruber (1997) étudie l'influence globale du processus de privatisation du système de sécurité sociale chilien, mis en place en 1981, et qui s'est traduit par une forte baisse des cotisations sociales. À partir de données d'entreprises industrielles mobilisées sur la période 1979 à 1986, il obtient que seuls les salaires sont affectés positivement par ce choc. L'effet sur l'emploi demeure non significatif.

Sur données françaises, les travaux de Kramarz et Philippon (2001) et de Crépon et Desplatz (2001) ont analysé l'impact de la baisse du coût du travail sur les bas salaires au cours des années 1990 liée à la réforme Juppé de 1995. À partir des données de l'enquête Emploi portant sur la période 1990 à 1998, Kramarz et Philippon (2001) analysent la probabilité de perdre son emploi pour deux groupes de salariés : ceux directement touchés par le changement de coût du travail et ceux qui ne le sont pas, mais qui se trouvent être les plus proches dans la distribution des salaires de la première catégorie. À l'aide des estimateurs en double différence, ils obtiennent qu'une hausse de 1 % du coût du travail conduit à une augmentation de 1,5 % de la probabilité de perdre son emploi. Avec les exonérations de cotisations sociales, la baisse du coût du travail au voisinage du salaire minimum exerce un effet positif sur l'emploi. Crépon et Desplatz (2001) mobilisent quant à eux des données appariées salariés-employeurs sur la période 1994 à 1997 issues des Bénéfices réels normaux (BRN) et des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) pour analyser les effets des réformes de 1995 et 1996. À l'aide d'estimations paramétriques et non paramétriques, ils concluent à une forte augmentation de l'emploi à la suite de la réforme (autour de 600 000 emplois), sans intégrer d'effets de bouclage macro-économique.

Pour tenir compte de cette limite, une dernière génération de travaux mobilise des données chronologiques au niveau sectoriel. Le principal avantage de cette démarche est de tenir compte des effets volume et de substitution intersectoriels. Lorsque l'on tient compte de ces effets (Jamet, 2005 ; Gafsi, L'Horty, Mihoubi, 2005), l'impact sur l'emploi est sensiblement plus faible que celui identifié par Crépon et Desplatz (2001), en particulier sur les salariés à bas salaires.

2. L'ÉVOLUTION DU COUT SALARIAL MOYEN SUR LA PÉRIODE 2001 À 2005

Sur la période 2001-2005, le coût du travail a fortement augmenté (Montaut, 2008). Cette évolution résulte principalement de trois éléments :

- l'augmentation du Smic et de la garantie mensuelle de rémunération (GMR) instaurée lors des lois sur la réduction du temps de travail ;
- la diffusion de la hausse de ces minima sur une partie des salaires, notamment ceux les plus proches du Smic ;
- la réforme des allègements de cotisations sociales patronales, qui a limité la hausse du coût du travail pour certaines entreprises et l'a amplifié pour d'autres.

L'augmentation du salaire net, la modification de la structure des qualifications et la variation de la durée effective du travail sont également des facteurs qui ont affecté le coût du travail sur la période. Dans cette section, seuls les trois premiers éléments sont commentés.

2.1. GMR et Smic horaire

Le Smic (Salaire minimum interprofessionnel de croissance) instauré en 1970 est un seuil de salaire horaire. Ce salaire inclut le salaire de base, les avantages en nature et les majorations diverses ayant le caractère de fait d'un complément de salaire. Le montant du Smic est réévalué chaque 1er juillet en fonction de la hausse des prix, de la moitié de la hausse du salaire horaire ouvrier et d'éventuels coups de pouce.

Lors du changement de durée légale du travail avec le passage aux 35 heures en janvier 2000, le législateur a posé le principe d'une garantie d'évolution du pouvoir d'achat des salariés au Smic bénéficiant d'une réduction du temps de travail (RTT). La rémunération de ces salariés a été fixée en fonction de leur salaire mensuel avant la RTT. Ainsi la garantie mensuelle de rémunération (GMR) correspond au Smic horaire au moment du passage aux 35 heures multipliée par 169 heures. Les salariés aux 35 heures bénéficiaient donc mécaniquement d'un salaire horaire plus élevé que le Smic horaire. Les cinq « générations » de GMR s'appliquent aux salariés passés aux 35 heures avant les 1ers juillet 1999, 2000, 2001, 2002 et 2003.

Sur la période 1999-2002, ces GMR ont été revalorisées en fonction de la hausse des prix et de la moitié de la hausse du salaire mensuel ouvrier. Ainsi, avant la réforme Fillon, la progression des GMR était moindre que celle du Smic horaire afin de les faire converger à terme. L'objectif de la réforme Fillon était, entre autres, d'accélérer ce processus pour faire converger par le haut, sur une période de trois ans, le Smic horaire et les différentes GMR.

Les résultats de ce processus sont présentés en annexe A1. Sur la période 2001-2005, le Smic horaire a augmenté de 20,4 % en euros courants alors que les différentes GMR ont augmenté entre 8,0 % et 12,6 %. La hausse du coût du travail générée par la hausse du Smic horaire et des GMR a donc été plus forte pour les entreprises restées aux 39 heures que pour les autres.

2.2. La diffusion du Smic et des GMR

Les salariés dont la rémunération est rattrapée par la nouvelle valeur de la GMR ou du Smic bénéficient mécaniquement d'une hausse de leur salaire. Entre 13 % et 15 % des salariés sont

concernés par ce phénomène (Seguin, 2006). Par ailleurs, il existe également une diffusion de ces minima dans la grille des salaires (Koubi et LHommeau, 2007). Ainsi, les salariés dont la rémunération est située au-dessus des minima bénéficient en partie de leur revalorisation. Globalement, ces augmentations de salaire sont plus importantes pour les catégories socio-professionnelles les plus proches du Smic (de l'ordre de 40 % de l'augmentation du Smic). En outre, au-delà de 1,4 Smic, l'effet de la diffusion semble plus marginal (inférieur à 5 % de l'augmentation du Smic). La diffusion de la hausse des minima semble davantage être de forme logarithmique que linéaire. Enfin, bien que ce point soit encore peu documenté, il est probable que la diffusion de la hausse du Smic horaire soit plus importante que celle de la GMR.

2.3. Réforme des allègements de cotisations sociales prévue par la loi Fillon

La réforme Fillon du 17 janvier 2003 s'est opérée en quatre étapes : en juillet 2003 et 2004, en janvier et juillet 2005. Présentons ces évolutions. Avant juillet 2003, deux systèmes d'allègements de cotisations patronales coexistaient. Le premier dont bénéficiaient les entreprises passées aux 35 heures se caractérisait par un montant maximal d'allègement égal à 26 % du Smic. Un barème dégressif jusqu'à 1,7 Smic puis stable ensuite pour les autres salaires s'appliquait (voir tableau A2 en annexe). Le second touchait les entreprises n'ayant pas adopté ce changement d'horaire et pouvant bénéficier de la « ristourne sur les bas salaires », dont le seuil maximal est de 18,6 % et qui est dégressif jusqu'à 1,3 Smic. Au terme de la réforme Fillon, un système unique d'allègement s'applique à toutes les entreprises. Ce système porte à 26 % du salaire brut le niveau d'allègement au Smic pour l'ensemble des entreprises. Ce niveau est linéairement dégressif jusqu'à 1,6 Smic.

Globalement, le supplément d'allègements de cotisations sociales employeurs généré par la réforme Fillon a été plus élevé pour les entreprises restées aux 39 heures que pour les autres. En outre, cette harmonisation par le haut des barèmes n'est valable que pour les salariés dont la rémunération est inférieure à 1,4 Smic. En effet, pour les entreprises passées aux 35 heures, la réforme Fillon a conduit à une diminution, voire à une suppression des allègements octroyés jusque-là. Cet avantage relatif donné aux entreprises aux 39 heures visait à contrebalancer la hausse du Smic horaire brut. Toutefois, même en tenant compte de cette hausse du Smic, cette réforme n'est pas neutre sur le coût du travail.

3. LES DONNÉES

L'échantillon mobilisé dans cet article provient de l'appariement des fichiers de l'Acoss (Agence centrale des organismes de Sécurité sociale) et de l'Insee (Institut national de la statistique et des études économiques).

3.1. Champ de l'étude et caractéristiques des entreprises

Les fichiers de l'Acoss (bases Arome, Orme et Sequoia) permettent d'identifier différentes catégories d'établissements ayant bénéficié de dispositifs d'allègements de cotisations sociales sur la période 1999-2005. Il s'agit principalement de la ristourne sur les bas salaires ; des aides associées à la première loi Aubry sur la réduction du temps de travail et à la seconde loi Aubry sur le passage aux 35 heures (cf. annexe 1b) ; enfin, des deux volets de la

réforme Fillon de 2003, ceux touchant les établissements à 35 heures et ceux affectant les autres établissements.

Ces fichiers sont appariés à la base DADS (Déclaration annuelle de données sociales) afin d'obtenir des informations sur l'évolution des effectifs, de la structure par tranche de Smic et par qualification de la main-d'œuvre, de la répartition sectorielle, du type d'aides obtenues, du nombre de salariés concernés et du montant des exonérations de cotisations sociales dont bénéficie l'établissement.

Afin d'obtenir des informations sur la situation économique des entreprises (valeur ajoutée, production, excédent brut d'exploitation...), on effectue un dernier appariement avec les données Suse (Système unifié de statistiques d'entreprises).

Notons que ces différents fichiers portent simultanément sur des données d'établissements (fichiers Sequoia, Orme, Arome et DADS) et d'entreprises (fichiers Suse). Pour harmoniser ces différentes sources, les données d'établissements sont agrégées en vue d'obtenir des informations au niveau de l'entreprise. Seules les entreprises pour lesquelles l'ensemble des établissements est présent simultanément dans les différents fichiers ont été retenues.

L'échantillon final résulte donc de l'appariement de trois sources administratives, les fichiers Suse, DADS, Arome, Orme et Sequoia. L'échantillon cylindré obtenu porte sur plus de 92 000 entreprises. Le champ retenu est celui des entreprises de plus de cinq salariés (effectifs bruts renseignés au 31 décembre), présentes dans l'échantillon sur la période 2002 à 2005 et bénéficiant des allègements « Fillon suite à Aubry 2 » et « Fillon suite à RBS » de manière continue sur la période 2003 à 2004 (bases Arome, Orme et Sequoia de l'Acoss).

Les entreprises bénéficiant simultanément des deux types d'aides, les *holdings*, les entreprises de services domestiques, d'intérim ainsi que les entreprises publiques ont été supprimées. De même, les entreprises issues du secteur des Hôtels-Cafés-Restaurants ont été écartées car elles ont été impactées par l'introduction d'une aide forfaitaire spécifique à ce secteur.

Parmi ces entreprises, 65,1 % étaient à 39 heures avant 2003 et ont bénéficié des exonérations Fillon et 33,9 % étaient passées aux 35 heures et bénéficiaient des exonérations Aubry 2. D'après l'annexe 2, il apparaît que les entreprises aux 35 heures disposent plus souvent d'un effectif inférieur à 20 salariés (73 % contre 56 %), qui appartiennent moins souvent à un groupe et au secteur industriel (écarts respectifs de 10 et 5 points) et disposent d'une main-d'œuvre moins féminisée (28 % contre 38 %). Globalement, les entreprises de l'échantillon incluent 145 000 établissements et emploient près de 3,4 millions de salariés. 83 % des entreprises sont de type mono-établissement. Pour les entreprises multi-établissements, très peu (moins de 1 %) incluent simultanément des établissements qui ont bénéficié des aides Fillon après les RBS et d'autres qui ont obtenu des aides Fillon suite à des aides Aubry 2.

Afin de quantifier la hausse de la GMR supportée par les entreprises aux 35 heures, il est nécessaire d'identifier leur date de passage aux 35 heures. Cette information est obtenue à partir des données sur l'obtention des aides structurelles et incitatives versées aux entreprises sur la période 1999 à 2002 disponibles dans les fichiers de l'Acoss. Il apparaît que la majorité des entreprises sont assujetties aux GMR 4 et 5, c'est-à-dire celles dont le montant a le moins augmenté sur la période 2002 à 2005 (voir annexe 1).

3.2. Ampleur des allègements et de la variation du taux d'exonération

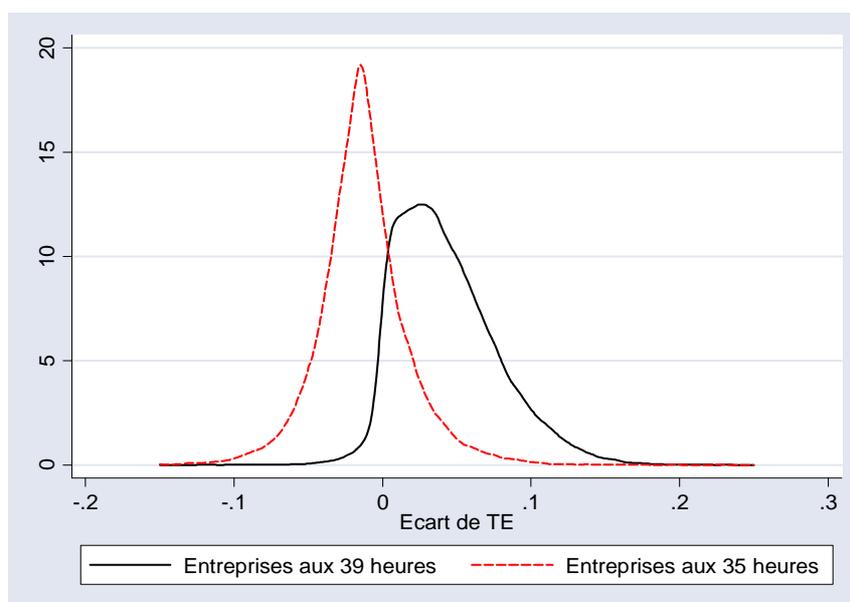
Le montant d'exonération par salarié au Smic était de 300 euros par mois environ au premier semestre 2005 pour les deux catégories d'entreprises étudiées. De même, en 2005, le montant d'exonération moyen par salarié bénéficiant d'exonérations, c'est-à-dire rémunéré entre 1 et 1,7 Smic, était également sensiblement le même pour les deux catégories d'entreprises (autour de 150 euros par mois).

En revanche, en 2002, pour leurs salariés au Smic, les entreprises à 39 heures bénéficiaient d'une exonération de 180 euros, contre 280 euros par mois pour les entreprises à 35 heures. Toutefois, le montant d'exonération moyen par salarié bénéficiant d'exonérations était plus élevé pour les entreprises aux 39 heures que pour les entreprises aux 35 heures (de l'ordre de 20 euros). En effet, avant 2003, l'ensemble des salariés des entreprises aux 35 heures touchait certes des allègements mais de faible ampleur (autour de 50 euros pour ceux dont la rémunération dépassait 1,7 le Smic).

Afin de tenir compte de ce changement de champ, il est préférable de raisonner sur le taux d'exonération (TE) – rapport entre les cotisations exonérées et le salaire brut. Ce TE a progressé de 2,5 points pour les entreprises aux 39 heures et a baissé de 1,5 point pour les entreprises aux 35 heures.

Cette évolution s'explique par le rétrécissement du champ des allègements et la faible augmentation des taux dont ont bénéficié les entreprises aux 35 heures, alors que les entreprises aux 39 heures ont simultanément profité d'une augmentation du champ et des taux d'exonération (figure 1).

Figure 1.
Densité de l'évolution du taux d'exonération (TE) observé entre 2002 et 2005
pour les entreprises passées ou non aux 35 heures avant 2003



Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acooss), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

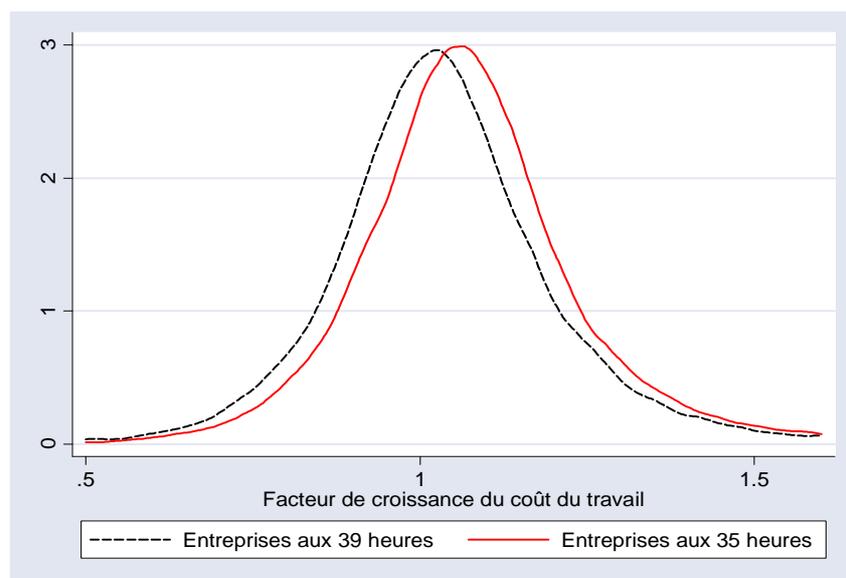
Si globalement les entreprises restées aux 39 heures ont davantage profité de la réforme que celles passées aux 35 heures, cette réforme a eu au sein même de ces deux catégories, des répercussions très hétérogènes sur l'évolution du niveau d'allègement. Globalement, près de 90 % des entreprises du premier groupe ont vu leur taux d'exonération augmenter, contre 37 % pour les entreprises du second groupe. En outre, parmi les entreprises aux 39 heures, 58 % ont fortement profité de la modification des barèmes d'allègement puisque leur taux d'exonération apparent a augmenté de plus de 0,02 point (figure 1). Alors que parmi les entreprises aux 35 heures, 33 % ont subi une baisse de ce taux d'au moins 0,02 point.

D'après les résultats publiés par l'Acoss, le taux d'exonération a tendance à décroître avec la taille des entreprises du fait de la structure de leur main-d'œuvre (Acoss-Stat, 2005). Dans l'échantillon utilisé dans cet article, on retrouve cette relation notamment pour le premier semestre 2005. Néanmoins, cette corrélation n'est pas observée en 2002, *i.e.* avant la réforme Fillon, pour les entreprises aux 39 heures.

Notons que le taux d'exonération varie fortement selon les secteurs d'activité. Par exemple, en 2005, le taux d'exonération dont bénéficient les entreprises des secteurs du commerce et du transport est près de deux fois supérieur à celui observé dans l'industrie ou les activités financières. Par ailleurs, les entreprises des transports ont le plus profité de la réforme Fillon puisque leur taux d'exonération a cru de trois points (et même de six points pour les entreprises aux 39 heures). En revanche, pour les entreprises des activités financières et immobilières et de l'industrie la situation est restée globalement stable, mais avec une nette amélioration pour les entreprises aux 39 heures venant compenser la dégradation des entreprises aux 35 heures observée dans ces secteurs.

En résumé, étant donné la répartition sectorielle des entreprises passée à 35 heures, la réforme Fillon a davantage profité aux entreprises du secteur des transports, du commerce et de la construction qu'au secteur de l'industrie et des activités financières et immobilières.

Figure 2.
Densité de l'évolution observée du coût salarial moyen par tête entre 2002 et 2005 pour les entreprises passées ou non aux 35 heures avant 2003



Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acoss), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Au-delà de l'évolution du taux d'exonération, il est nécessaire de regarder de quelle manière le coût du travail a évolué après la mise en place de la loi Fillon de janvier 2003. Pour l'ensemble des entreprises, le coût salarial moyen a augmenté en moyenne de 9,9 % entre 2002 et 2005.

Comme l'indique, le graphique de la figure 2, le coût salarial moyen a augmenté plus fortement dans les entreprises à 35 heures que dans les autres (12,2 % contre 7,4 %). Plus de 46 % des entreprises du premier groupe ont vu leur coût salarial moyen augmenté de 10 % et plus contre 38 % pour le second. Inversement, moins de 15 % des entreprises du premier groupe ont bénéficié d'une baisse de leur coût d'au moins 10 % contre 22 % pour les autres. On observe également des différences selon les secteurs d'activité et la taille des entreprises relativement importantes. Les entreprises industrielles ont fait face à une augmentation de leur coût près de deux fois plus faible que les autres. Les augmentations les plus importantes étant observées dans le secteur de la construction. Les entreprises de plus de 50 salariés ont connu une hausse de leur coût de l'ordre de 10,1 % en moyenne contre 6,8 % pour les autres.

4. IDENTIFICATION DU CHOC ET DE L'INTENSITÉ DU TRAITEMENT

Afin de mesurer l'impact de la réforme Fillon sur le comportement des entreprises, il n'est pas pertinent d'utiliser directement les évolutions du taux d'exonération ou du coût du travail observées entre 2002 et 2005. En effet, ces variables en 2005 prennent en compte deux effets. Le premier est lié aux changements législatifs introduits par la loi Fillon. Le second provient de l'évolution de la structure des salaires et de la main-d'œuvre des entreprises associée à cette réforme. Ce dernier élément est susceptible d'engendrer un biais d'endogénéité entre la variable de traitement et les variables d'intérêt étudiées.

Afin de tenir compte du problème d'endogénéité associé à la réforme Fillon, une stratégie s'inspirant de celle proposée par Crépon et Desplat (2001) est adoptée. Pour évaluer les effets des allègements de cotisations sociales sur les bas salaires, ces auteurs ont calculé pour chaque salarié un coût salarial moyen virtuel fonction du salaire observé de 1994 et des barèmes d'allègement de 1997. Cette stratégie permet de tester l'impact de la réforme indépendamment des changements de rémunération observés entre 1994 et 1997, changements qui peuvent influencer les variables d'intérêt étudiées et biaiser ainsi l'estimation de l'effet du traitement. De manière similaire, pour éviter un biais d'endogénéité et analyser l'effet spécifique de la réforme Fillon, on calcule un taux d'exonération apparent et un coût salarial moyen qui ne tiennent compte que des changements exogènes (la situation des entreprises à l'égard des 35 heures, les barèmes de cotisations sociales, la hausse des salaires minimums et la structure des effectifs avant le choc).

4.1. Détermination de l'évolution du coût salarial moyen reflétant le choc Fillon

Pour calculer l'évolution du coût du travail liée spécifiquement à la réforme Fillon, seules les informations observées en 2002 (salaire moyen total et par tranche de Smic, composition de la main-d'œuvre, situation à l'égard des 35 heures) et les changements affectant le coût salarial moyen induits par cette réforme (changement de barèmes et augmentation du Smic/GMR) sont mobilisées.

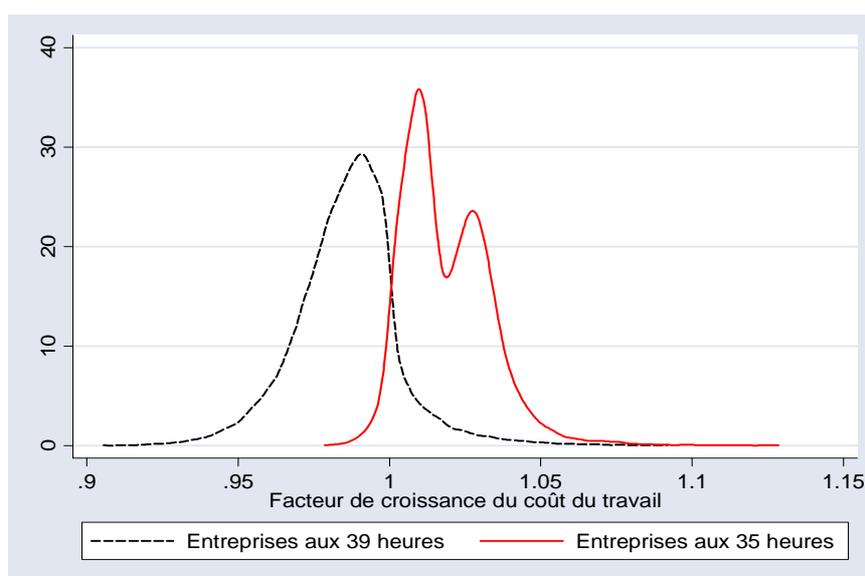
Dans un premier temps, on recalcule un taux d'exonération virtuel (TEV) lié spécifiquement à la réforme Fillon. Le taux d'exonération présenté dans la section précédente mobilise

directement les informations observées dans la base Acoiss et correspond au rapport entre le total des exonérations et le salaire brut. Le taux d'exonération virtuel (TEV) repose sur la même définition mais s'appuie sur les cotisations sociales employeurs et sur les allègements calculés en fonction des barèmes légaux, de l'évolution du Smic et de la GMR et de la distribution de la main-d'œuvre par tranche de Smic (voir annexe 3).

Cette opération mobilise plusieurs types d'information. Les données DADS fournissent les informations sur la proportion de salariés par tranche de salaire (huit tranches ont été retenues), les données Acoiss permettent d'observer pour chaque trimestre les montants des allègements obtenus et des cotisations sociales employeurs versées. La richesse de ces données offre la possibilité d'effectuer un contrôle sur la qualité du calcul du TEV. Pour le second semestre de l'année 2002, il est possible d'analyser l'écart entre le TEV et TE réellement observé. Notons que ce bouclage n'était pas présent dans l'évaluation réalisée par Crépon et Desplatz (2001), faute de données sur les cotisations réellement versées. Or, cette opération conduit à nuancer fortement les informations disponibles dans les DADS et dans la base des accords RTT de la Dares (voir annexe 7).

À partir du TEV, il est possible d'analyser l'impact spécifique de la réforme Fillon sur le coût du travail. Globalement cette réforme a eu un impact très faible sur le coût du travail avec une augmentation de l'ordre de +0,4 %. Cependant, il existe des différences importantes entre les entreprises à 39 heures et les autres de l'ordre de 2,5 points de pourcentage (figure 3). Le coût salarial moyen a eu tendance à baisser dans plus de 80 % des cas dans les entreprises aux 39 heures (- 1 % en moyenne), en revanche, il a augmenté (+1,6 % en moyenne) dans les entreprises aux 35 heures. Comment expliquer les écarts entre l'évolution observée du coût du travail (figure 2) et l'impact spécifique de la réforme Fillon sur le coût du travail (figure 3) ? Cet écart s'explique principalement par la politique salariale des entreprises et par la diffusion des salaires minimums dans la distribution des salaires.

Figure 3.
Densité l'évolution du taux d'exonération virtuel



Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acoiss), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Les tableaux 1a à 1c permettent de préciser ces différentes évolutions en décrivant les entreprises suivant le taux de croissance du coût du travail générée par le choc. Tout d'abord, les entreprises ayant vu leur coût salarial moyen diminuer (variation comprise entre 0 et - 3 %) sont dans plus de 90 % des cas des entreprises restées aux 39 heures. À l'inverse, dans plus de 75 % des cas, les entreprises dans lesquelles la variation du coût salarial moyen générée par le choc Fillon est positive (+ 0,5 % et plus) sont aux 35 heures. Parmi ce dernier groupe d'entreprises, celles qui ont subi la plus forte hausse de leur coût (+ 2 % et plus) sont celles qui bénéficiaient jusque-là des aides Aubry 1 (dans plus de 90 % des cas). Ces aides incitatives d'une durée maximale de cinq ans, arrivaient à échéance en 2004 (pour les entreprises de plus de 20 salariés).

Ensuite, si l'on regarde d'autres éléments de secteur d'activité, de taille ou de composition de la main-d'œuvre caractérisant les entreprises suivant l'évolution de leur coût salarial moyen, on observe des divergences entre les entreprises passées aux 35 heures et celles restées aux 39 heures. D'un côté, les baisses de coût du travail générées par le choc Fillon se produisent dans des entreprises restées aux 39 heures qui emploient une forte proportion de salariés rémunérés entre 1,2 et 1,7 Smic (44,4 % pour les entreprises qui ont connu une diminution du coût salarial moyen entre 1 et 2 %). Les entreprises concernées proviennent moins fréquemment des secteurs de l'industrie (27 à 42 % des cas) et sont plus souvent constituées d'entreprises de petite taille.

D'un autre côté, les entreprises qui ont connu une augmentation du coût du travail sont plus particulièrement celles passées aux 35 heures. Elles sont plus souvent de plus grandes entreprises (dans au moins 50 % des cas, elles comptent 200 salariés et plus) et elles emploient une large part de travailleurs avec une rémunération élevée (de 44,6 à 56,8 % des entreprises ayant connu une hausse du coût salarial moyen de 1 à 2 %).

Tableau 1a.
Statistiques descriptives caractérisant l'ensemble des entreprises en fonction de l'intensité de l'évolution du coût salarial moyen générée par le choc Fillon

	Variation du coût salarial moyen générée par le choc								
	<-3%	[-3% ; -2%[[-2% ; -1%[[-1% ; 0%[[0% ; +0,5%[[0,5% ; +1%[[+1% ; +2%[[+2% ; +3%[>+3%
Entreprises bénéficiant des aides Aubry 1	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	3,9%	4,8%	8,4%	85,4%	93,5%
Entreprises aux 39 heures	100,0%	100,0%	99,8%	93,1%	33,8%	24,7%	10,2%	6,9%	4,9%
Entreprises aux 35 heures	0,0%	0,0%	0,2%	6,9%	66,2%	75,3%	89,9%	93,1%	95,1%
Nb Obs.	9 100	10 790	16 124	17 616	6 744	6 994	9 884	7 873	7 873

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acooss), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Tableau 1b.
Statistiques descriptives caractérisant les entreprises aux 39 heures
en fonction de l'intensité de l'évolution du coût salarial moyen générée par le choc Fillon

	Inférieur à -3%	[-3% ; - 2%[[-2% ; - 1%[[-1% ; - 0,03%[[-0,03% ; +0,05%[Supérieur à +0,05%	Total
[5-10[salariés	19,59%	13,12%	10,83%	8,16%	10,40%	7,93%	10,71%
[10-20[salariés	23,82%	23,05%	20,02%	14,07%	13,83%	7,74%	16,78%
[20-50[salariés	26,71%	31,49%	30,95%	23,03%	17,66%	8,49%	24,06%
[50-200[salariés	17,25%	20,11%	21,18%	17,03%	14,38%	7,01%	16,88%
[200 salariés et plus	12,64%	12,23%	17,01%	37,72%	43,74%	68,83%	31,57%
% des salariés dont la rémunération est inférieure à 1,2 Smic	19,44%	22,12%	22,46%	15,46%	25,20%	30,85%	21,19%
% des salariés dont la rémunération est comprise entre 1,2 Smic et moins de 1,7 Smic	68,31%	55,89%	44,43%	22,67%	17,32%	27,56%	37,39%
% des salariés dont la rémunération est supérieure à 1,7 Smic	12,25%	21,99%	33,12%	61,87%	57,49%	41,59%	41,43%
Secteur industriel	27,89%	38,19%	38,04%	41,68%	41,03%	48,54%	39,91%
Commerce	7,91%	16,58%	20,01%	16,94%	20,55%	11,46%	16,13%
Autres services	64,20%	45,23%	41,95%	41,38%	38,42%	39,99%	43,96%
Nb obs.	9100	10788	16028	16375	3044	5182	60517
% de salariés	9,9%	14,0%	23,6%	32,6%	5,6%	14,3%	100,0%

Source bases Arome, Orme et Sequoia (Acos), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Tableau 1c.
Statistiques descriptives caractérisant les entreprises aux 35 heures
en fonction de l'intensité de l'évolution du coût salarial moyen générée par le choc Fillon

	Inférieur à +0,5%	[+0,5% ; + 1%[[+1% ; +2%[[+2% ; +3 %[Supérieur à +3%	Total
[5-10[salariés	4,62%	2,73%	1,87%	5,39%	5,98%	3,53%
[10-20[salariés	7,47%	4,83%	3,18%	7,62%	7,07%	5,26%
[20-50[salariés	23,45%	18,15%	9,50%	15,78%	17,00%	14,72%
[50-200[salariés	24,60%	25,25%	15,23%	23,90%	20,01%	20,12%
[200 salariés et plus	39,86%	49,04%	70,22%	47,31%	49,94%	56,36%
% des salariés dont la rémunération est inférieure à 1,2 Smic	23,50%	18,03%	10,21%	14,69%	30,39%	16,89%
% des salariés dont la rémunération est comprise entre 1,2 Smic et moins de 1,7 Smic	49,35%	46,47%	32,99%	40,66%	45,69%	40,33%
% des salariés dont la rémunération est supérieure à 1,7 Smic	27,15%	35,49%	56,79%	44,65%	23,91%	42,78%
Secteur industriel	44,13%	50,89%	60,19%	43,73%	32,95%	49,91%
Commerce	3,54%	3,03%	9,48%	10,56%	13,06%	8,45%
Autres services	52,33%	46,08%	30,34%	45,71%	53,99%	41,64%
Entreprises bénéficiant des aides incitatives Aubry 1	4,4%	4,1%	8,8%	88,7%	96,9%	34,2%
Nb obs.	5039	5427	8074	7029	6853	32422
% de salariés	11,28%	16,86%	40,11%	16,22%	15,53%	100%

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acos), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Si l'on compare maintenant ces mêmes entreprises passées aux 35 heures à celles restées aux 39 heures quant à l'évolution des salaires et de l'emploi sur la période encadrant le choc Fillon, entre 2002 et 2005, on découvre là aussi une diversité des situations. Cette diversité conforte les constats tirés du tableau 1 en rapport avec l'évolution du coût du travail dans les deux types d'entreprises.

Dans un premier temps, on regarde l'évolution moyenne de l'emploi dans les entreprises sans tenir compte de leur taille. Il ressort qu'entre 2002 et 2005, la hausse de l'emploi brut a été systématiquement plus élevée dans les entreprises aux 39 heures (entre 2,56 et 3,34 %) – pour lesquelles la variation du coût salarial moyen générée par le choc Fillon a souvent été négative – que dans les autres entreprises (entre 0,73 et 2,56 %), où cette variation a été plus souvent positive. Les différences sont moins nettes si l'on considère l'emploi en équivalent temps plein.

Tableau 2.
Évolution du coût salarial moyen généré par le choc Fillon et évolution des variables

	Emploi brut		Emploi en équivalent temps plein		Salaire horaire moyen brut	
	brut	pondéré	brut	pondéré	brut	pondéré
À 39 heures						
Total	2,48%	1,18%	3,80%	1,80%	6,27%	6,06%
Celles dont le choc sur le coût salarial moyen est						
inférieur à -3%	3,34%	3,25%	4,45%	3,74%	8,40%	7,72%
[-3% ; -2%[2,41%	2,23%	3,55%	3,09%	7,02%	7,33%
[-2% ; -1%[2,54%	2,90%	3,55%	3,65%	6,00%	5,78%
[-1% ; -0,03%[2,45%	2,26%	3,60%	2,73%	4,93%	5,57%
[-0,03% ; +0,05%[2,56%	-0,73%	4,74%	-0,75%	4,62%	6,13%
Supérieur à +0,05%	0,90%	-2,94%	3,05%	-1,63%	7,25%	4,68%
À 35heures						
Total	1,55%	1,07%	4,08%	2,23%	5,56%	5,27%
Celles dont le choc sur le coût salarial moyen est						
inférieur à +0,5%	0,73%	3,63%	3,40%	4,98%	6,42%	5,45%
[+0,5% ; +1%[0,74%	1,23%	3,59%	2,77%	6,09%	6,65%
[+1% ; +2%[1,66%	-0,39%	4,19%	0,59%	4,39%	4,93%
[+2% ; +3%[2,56%	2,23%	5,66%	4,07%	5,36%	4,97%
Supérieur à +3%	1,61%	1,60%	3,19%	2,01%	6,11%	4,80%

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acooss), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Ensuite, sur la même période, quel que soit le type d'entreprise, l'accroissement des salaires est plus élevé quand la hausse du coût générée par le choc est faible. Par ailleurs, les salariés des entreprises aux 39 heures ont vu leur rémunération augmenter davantage que les entreprises aux 35 heures (6,06 % contre 5,27 %). Notons que cet indicateur reflète simultanément l'évolution de trois phénomènes : le temps de travail des salariés à taux plein, la part des salariés à temps partiel et le recours aux emplois temporaires.

Ces deux constats deviennent plus nuancés si l'on regarde l'évolution des effectifs en pondérant par la taille des entreprises de notre panel. L'écart de progression des salaires demeure mais les choses sont plus complexes pour l'évolution des effectifs (tableau 2).

Au total, par rapport aux autres entreprises, les entreprises aux 39 heures qui ont plutôt expérimenté une baisse de coût du travail avec la mise en place des dispositifs Fillon, voient l'emploi et les rémunérations de leurs salariés progresser plus vite que les entreprises aux 35 heures entre 2002 et 2005.

Néanmoins, ces corrélations ne reflètent pas nécessairement un effet du choc Fillon sur l'emploi suivant les différents types d'entreprises. Nous avons vu que les deux groupes d'entreprises, celles aux 35 heures et celles restées aux 39 heures, présentaient des caractéristiques particulières en termes de composition de la main-d'œuvre employée, de secteur d'activité ou encore d'indicateurs comptables et financiers (cf. également le tableau A3 en annexe 2). Par ailleurs, les travaux de Bunel (2005) et Gilles (2006) soulignent que ces entreprises se singularisent également en termes de technologie, d'organisation et d'horaires de travail. Pour contrôler d'éventuels effets de composition, il est nécessaire de réaliser une analyse économétrique. C'est l'objet des deux sections qui suivent.

5. MODÉLISATIONS ÉCONOMÉTRIQUES

La variation du coût du travail au niveau de l'entreprise est sujette à différentes erreurs de mesure liées à la nature des données et aux traitements effectués. Afin de limiter l'influence de ces erreurs, nous retenons comme variable de traitement la position des entreprises par rapport à la distribution de cette variation, en distinguant différentes classes, plutôt que la valeur de la variation du taux d'exonération.

Afin de tester « *toutes choses égales par ailleurs* », pour les différentes sous-populations l'impact d'une variation relative du coût salarial moyen sur l'évolution de différentes variables d'intérêt, trois méthodes économétriques sont mobilisées : la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) ; la méthode de la régression quantile (QR) ; la méthode du Score de propension (PSM). Présentons les caractéristiques de ces méthodes.

L'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires estime de manière convergente et sans biais l'effet moyen du traitement si ce dernier est exogène. Le modèle s'écrit sous la forme suivante :

$$\Delta \ln Y_i = X_i \beta + T_i \gamma + u_i$$

où $\Delta \ln Y_i$ représente le logarithme du facteur de croissance de la variable expliquée (l'emploi, le coût salarial moyen et le salaire horaire), X_i un vecteur de variable explicative, T_i le traitement et u_i un terme d'erreur.

En complément des MCO, la méthode de la régression quantile proposée initialement par Koenker et Bassett (1978) permet de mesurer l'effet de variables expliquées sur la variable estimée en différents points de sa distribution et pas uniquement à la moyenne comme pour le modèle linéaire estimé par les moindres carrés ordinaires. Cette méthode largement mobilisée aujourd'hui (Koenker et Hallock, 2001), s'appuie sur le programme de minimisation suivant :

$$\min \left(\sum_{i: \Delta \ln Y_i \geq X_i \beta_\theta + T_i \gamma_\theta} \theta |\Delta \ln Y_i - X_i \beta_\theta - T_i \gamma_\theta| + \sum_{i: \Delta \ln Y_i < X_i \beta_\theta + T_i \gamma_\theta} (1 - \theta) |\Delta \ln Y_i - X_i \beta_\theta - T_i \gamma_\theta| \right)$$

où θ représente le quantile retenu. Les paramètres estimés β_θ et γ_θ peuvent varier selon le quantile considéré. Dans notre cas, cette approche a pour attrait principal de nous permettre

de contrôler l'homogénéité de l'impact d'une variation du coût du travail générée par les mesures Fillon (2003) sur l'ensemble de la distribution des variables d'intérêt.

Finalement, pour relâcher l'hypothèse de normalité et celle de linéarité imposée entre la variable expliquée et les variables explicatives imposées par les deux méthodes précédentes, la méthode semi-paramétrique du score de propension est mobilisée. Néanmoins, pour chaque entreprise, seule la situation correspondant à l'évolution du coût du travail effectivement obtenue est observable. L'enjeu de l'estimation de la PSM est d'étudier la situation qui aurait résulté d'une évolution alternative du coût du travail. Pour cela, nous mobilisons la méthode de l'estimateur à noyau développée par Heckman, Ichimura et Todd (1998).

Cet estimateur repose sur la construction, pour chaque entreprise traitée (*ie.* ayant bénéficié d'un plus fort accroissement des exonérations, par exemple), d'une entreprise contrefactuelle correspondant à une moyenne pondérée de l'ensemble des entreprises du groupe de contrôle (ou de référence). La pondération retenue est déterminée en fonction de la distance entre le score obtenu par une entreprise (*ie.* la probabilité que l'entreprise ait bénéficié de plus d'exonérations conditionnellement à ses caractéristiques) et celui de chacune des entreprises du groupe de contrôle.

Initialement l'estimateur Heckman, Ichimura et Todd (1998) porte sur l'effet d'un traitement dichotomique. Il est toutefois possible de le généraliser au cas d'un traitement multiple (Brodaty *et alii*, 2000 ; Lechner, 1999 ; Janod et Saint-Martin, 2004).

Notons $C_{T=k}^{kl}$ l'effet causal recherché qui correspond à l'écart d'un indicateur de performance Y entre la situation où l'entreprise a bénéficié d'une variation k du taux d'exonération apparent par rapport à une variation l avec $k > l$.

$$C_{T=k}^{kl} \equiv E(\Delta \ln Y_{ik} | T_i = k) - E(\Delta \ln Y_{il} | T_i = k)$$

Comme pour tous les modèles d'appariement, le problème provient du fait que $E(Y_i | T_i = k)$ n'est pas observable. L'effet causal estimé, utilisé pour contourner ce problème, s'écrit de la manière suivante :

$$\hat{C}_{T=k}^{kl} \equiv \frac{1}{N_k} \sum_{i \in T_k} \left[\Delta \ln Y_i - \sum_{j \in T_k} \frac{K[(\hat{p}_i^{kl} - \hat{p}_j^{kl})/h_j]}{\sum_{j \in T_k} K[(\hat{p}_i^{kl} - \hat{p}_j^{kl})/h_j]} \Delta \ln Y_j \right]$$

N_k correspond au nombre d'entreprises ayant bénéficié d'une variation k du coût du travail, et T_k est l'ensemble comprenant ces entreprises $K[.]$ désigne une fonction noyau et h_j un paramètre de lissage, fixé à 0,06. Les probabilités \hat{p}_i^{kl} sont déduites à partir des probabilités estimées issues d'un modèle probit ordonné qui nous permet de calculer $\Pr(T = k | X_i)$ et $\Pr(T = l | X_i)$. On a en effet :

$$\hat{p}_i^{kl} = \frac{\Pr(T = k | X_i)}{\Pr(T = k | X_i) + \Pr(T = l | X_i)}$$

Notons que ces estimateurs sont calculés sur le support commun, c'est-à-dire sur la partie commune des deux densités des scores de propension des entreprises traitées et du groupe de contrôle (de référence). Les distributions de densité sont présentées en annexe 8. Enfin, pour obtenir les écarts-types asymptotiques la méthode du bootstrap est mobilisée en effectuant cinquante simulations consécutives.

6. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Les tableaux 3 à 6 présentent les élasticités de l'emploi et des salaires au coût salarial moyen que nous avons estimées, dans le cas des entreprises aux 35 heures puis dans le cas de celles restées aux 39 heures. Ces élasticités sont déduites des coefficients obtenus dans les annexes 5 et 6. Suite à une hausse de 1 % du coût du travail, ils indiquent les effets, en pourcentage, sur l'emploi (mesuré en effectif ou en équivalent temps complet) et les salaires. Les résultats significatifs figurent en gras. Les élasticités sont souvent significatives et ont toujours le signe attendu. Une hausse du coût salarial moyen de 1 % réduit l'emploi d'environ 0,25 %.

Globalement, les résultats sont peu sensibles à la technique d'estimation. La méthode du score de propension (PSM) donne des résultats qualitativement comparables à une approche paramétrique (OLS). L'estimation des scores est présentée en annexe 4) Les résultats de la régression quantile (QR), quant à eux, laissent supposer que l'estimation des élasticités obtenues par les moindres carrés ordinaires est plus élevée dans la partie inférieure de la distribution pour les entreprises à 39 heures.

Présentons plus en détail les résultats obtenus. Dans un premier temps, on considère l'ensemble des entreprises passées aux 35 heures (respectivement aux 39 heures). Dans un second temps, on détaille les effets en observant ce qui s'est passé au sein du groupe considéré suivant l'ampleur du choc subi par les entreprises.

6.1. Pour les entreprises à 35 heures

Globalement, les élasticités de l'emploi au coût salarial moyen sont plus souvent significatives dans les entreprises à 35 heures lorsque l'emploi est mesuré en équivalent temps complet. Les effets sont moins perceptibles s'ils sont mesurés en effectifs bruts, si l'on suit les résultats du tableau 3.

Tableau 3.
Estimation de l'élasticité des variables d'intérêt à l'évolution du coût salarial moyen pour les entreprises à 35 heures

	MCO	Régressions quantile		
		25%	50%	75%
Emploi brut	-0,0585(ns) [-0,2439 ; 0,12695]	-0,0964(ns) [-0,2956 ; 0,10285]	-0,0852(ns) [-0,2346 ; 0,06419]	0,0469(ns) [-0,1582 ; 0,25196]
Emploi en équivalent temps plein	-0,2776*** [-0,4601 ; -0,0950]	-0,1301(ns) [-0,3667 ; 0,1065]	-0,1125(ns) [-0,2864 ; 0,0614]	-0,2532** [-0,4735 ; -0,0328]
Salaire horaire brut	-0,0051(ns) [-0,0998 ; 0,0895]	0,148*** [0,0435 ; 0,2526]	0,0479(ns) [-0,0463 ; 0,1421]	-0,1486*** [-0,2598 ; -0,0373]

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acoss), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Notes : *** significatif au seuil de 1% ; ** de 5% (ns) non significatif. Les valeurs entre crochets correspondent aux bornes de l'intervalle de confiance à 95%.

En outre, puisque les entreprises aux 35 heures ont majoritairement expérimenté une augmentation du coût salarial moyen avec la mise en place de la loi Fillon, la sensibilité négative de l'emploi en équivalent temps plein au choc (- 0,28) indique que le volume d'heures travaillées a diminué du fait, entre autres, d'un recours accru aux emplois temporaires courts et aux salariés à temps

partiel dans ces entreprises entre 2002 et 2005. Cet effet est à mettre au crédit de la partie supérieure de la distribution de l'emploi (- 0,25 pour le troisième quartile).

Ceci pouvait être attendu dans la mesure où les entreprises aux 35 heures ont subi une baisse des exonérations sur les hauts salaires (1,7 Smic et plus) avec la loi Fillon. Dans le tableau 4, on relève un effet négatif sur l'emploi brut des entreprises aux 35 heures uniquement pour les entreprises qui ont expérimenté une forte augmentation du coût salarial moyen (entre 2 % et 3 %). Comme nous l'avons souligné, cet impact est principalement le fait des entreprises embauchant des travailleurs à hauts salaires : le tableau 1-c présenté à la section précédente montrait ainsi que la part des salariés à 1,7 Smic et plus était de 44,65 % dans les entreprises ayant subi une hausse du coût salarial moyen comprise entre 2 % et 3 %.

Tableau 4.
Estimation de l'élasticité des variables d'intérêt à l'évolution du coût salarial moyen pour les entreprises à 35 heures pour différents niveaux de hausse du coût salarial moyen

		MCO	Nearest Neighbor	Kernel
Emploi brut				
Variation du coût salarial moyen	inférieur à +0,5%	-0,1188(ns) [-0,3336 ; 0,0960]	-0,1824(ns) [-0,4889 ; 0,1240]	-0,1564(ns) [-0,361 ; 0,048]
	[+0,5% ; +1%[0,0049(ns) [-0,2483 ; 0,2582]	-0,3778** [-0,7480 ; -0,0076]	-0,2833(ns) [-0,592 ; 0,025]
	[+1% ; +2%[-0,0947(ns) [-0,3921 ; 0,2027]	-0,3954(ns) [-0,8605 ; 0,0696]	-0,5536*** [-0,786 ; -0,321]
	[+2% ; +3%[-0,6163** [-1,1469 ; -0,0858]	-1,3510*** [-2,0478 ; -0,6542]	-1,2799*** [-1,837 ; -0,722]
	Supérieur à +3%	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
Emploi en équivalent temps plein				
Variation du coût salarial moyen	inférieur à +0,5%	-0,3608*** [-0,5972 ; -0,1495]	-0,3749*** [-0,7139 ; -0,0621]	-0,4553*** [-0,743 ; -0,200]
	[+0,5% ; +1%[-0,3855*** [-0,6640 ; -0,1388]	-0,7243*** [-1,1399 ; -0,3686]	-0,6298*** [-0,913 ; -0,399]
	[+1% ; +2%[-0,5905*** [-0,9288 ; -0,3134]	-0,7827*** [-1,3074 ; -0,3392]	-0,8610*** [-1,148 ; -0,664]
	[+2% ; +3%[-1,5702*** [-2,3093 ; -1,1467]	-2,2469*** [-3,2544 ; -1,6910]	-2,1744*** [-3,018 ; -1,768]
	Supérieur à +3%	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
Salaire horaire brut				
Variation du coût salarial moyen	inférieur à +0,5%	-0,1110(ns) [-0,2231 ; 0,0010]	-0,0782 (ns) [-0,2314 ; 0,0751]	-0,1303(ns) [-0,335 ; 0,074]
	[+0,5% ; +1%[0,0058(ns) [-0,1321 ; 0,1437]	-0,1259 (ns) [-0,3111 ; 0,0592]	-0,0630(ns) [-0,186 ; 0,060]
	[+1% ; +2%[0,6412*** [0,4805 ; 0,8019]	0,5141*** [0,2816 ; 0,7466]	0,5932*** [0,438 ; 0,748]
	[+2% ; +3%[0,7320*** [0,4495 ; 1,0144]	0,3555 (ns) [-0,0626 ; 0,7736]	0,4977*** [0,219 ; 0,776]
	Supérieur à +3%	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acos), DADS et Suse (Insee)

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Notes : *** significatif au seuil de 1% ; ** de 5% (ns) non significatif. Les valeurs entre crochets correspondent aux bornes de l'intervalle de confiance à 95%.

La sensibilité de l'emploi au coût salarial moyen semble être croissante en valeur absolue avec l'ampleur du choc subi : elle est plus faible dans les entreprises où le coût du travail a moins augmenté (sensibilité de $-0,45$ à $-0,36$, pour une variation inférieure à $+0,5\%$; au contraire, sensibilité de $-2,25$ à $-1,57$, pour une variation de $+2\%$ à $+3\%$).

Les effets sont moins significatifs sur les salaires. Les élasticités significatives sont plutôt de signe positif. La hausse du coût du travail aurait donc été de paire avec une hausse des salaires bruts. Ce mouvement des salaires dans les entreprises à 35 heures est lié principalement aux entreprises dans lesquelles la hausse du coût salarial moyen générée par le choc Fillon a été la plus élevée ($+1\%$ à $+3\%$).

6.2. Pour les entreprises à 39 heures

Concernant les entreprises qui ne sont pas passées aux 35 heures, le tableau 5 met en avant deux principaux résultats. Tout d'abord, on constate que l'élasticité de l'emploi brut ou en équivalent temps plein au coût salarial moyen est bien négative ($-0,22$ et $-0,31$, tableau 5). Les entreprises aux 39 heures ayant expérimenté une baisse du coût moyen du travail lors de la mise en place des mesures Fillon, l'emploi a donc augmenté, tant en heures qu'en effectifs salariés. La plus forte croissance de l'emploi (en effectifs ou en heures travaillées) intervient dans les entreprises qui ont connu les plus fortes hausses d'exonérations (variation du coût salarial moyen entre -3% et -2%).

Tableau 5.
Estimation de l'élasticité des variables d'intérêt à l'évolution du coût salarial moyen pour les entreprises à 39 heures

	MCO	Régressions quantile		
		25%	50%	75%
Emploi brut	-0,2234*** [-0,3414 ; -0,1054]	-0,2303*** [-0,3554 ; -0,1052]	-0,1512*** [-0,2439 ; -0,0585]	-0,1424** [-0,2740 ; -0,0107]
Emploi en équivalent temps plein	-0,3133*** [-0,4252 ; -0,2015]	-0,3828*** [-0,5181 ; -0,2476]	-0,1260*** [-0,2259 ; -0,0261]	-0,1680*** [-0,2980 ; -0,0379]
Salaire horaire brut	-0,4484*** [-0,5082 ; -0,3885]	-0,6480*** [-0,7124 ; -0,5836]	-0,2774*** [-0,3340 ; -0,2208]	-0,1171*** [-0,1889 ; -0,0453]

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acos), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Notes : *** significatif au seuil de 1% ; ** de 5% (ns) non significatif. Les valeurs entre crochets correspondent aux bornes de l'intervalle de confiance à 95%.

Ensuite, la mise en place de la loi Fillon 2003 a plutôt eu un effet d'entraînement sur les salaires, comme dans les entreprises passées aux 35 heures. L'élasticité des salaires au coût du travail est cette fois-ci négative (de l'ordre de $-0,44$) et le coût du travail a globalement baissé ce qui conduit bien au total à une hausse des salaires induite par la réforme Fillon. Ces entreprises emploient une large proportion de salariés rémunérés entre 1,2 et 1,7 Smic pour lesquels les effets de diffusion des hausses successives du Smic horaire ont pu se faire ressentir entre 2002 et 2005.

6.3. Effet net sur l'emploi

De manière générale, l'effet de la réforme Fillon sur l'emploi a été très faible voire légèrement négatif. Les entreprises à 39 heures ont globalement bénéficié de cette réforme, puisqu'elles ont

vu le coût salarial moyen diminuer grâce aux allègements de cotisations sociales et malgré la hausse du salaire minimum. L'effet de la réforme Fillon sur ces entreprises est positif. En revanche, les entreprises à 35 heures ont subi une hausse du coût salarial moyen liée principalement à la perte des allègements octroyés pour les salariés rémunérés au-delà de 1,7 Smic, à la fin des aides incitatives prévues dans le cadre de la loi Aubry 1 et à la hausse des garanties mensuelles de rémunération (pour les entreprises de 20 salariés et plus). Cette hausse du coût du travail a conduit à une baisse de l'emploi de faible intensité.

Tableau 6.
Estimation de l'élasticité des variables d'intérêt à l'évolution du coût salarial moyen pour les entreprises à 39 heures pour différents niveaux de hausse du coût salarial moyen

		MCO	Nearest Neighbor	Kernel
Emploi brut				
Variation du coût salarial moyen	Supérieur à +0,05%	-0,2929*** [-0,4349 ; -0,1509]	-0,2323** [-0,4275 ; -0,0372]	-0,2655*** [-0,4282 ; -0,1029]
	[-0,03% ; +0,05%[-0,1968** [-0,3828 ; -0,0109]	0,3671** [0,0313 ; 0,7029]	0,1958(ns) [-0,0441 ; 0,4357]
	[-1% ; -0,03%[-0,2835*** [-0,4814 ; -0,0857]	0,2923(ns) [-0,0514 ; 0,6361]	0,1462(ns) [-0,1403 ; 0,4326]
	[-2% ; -1%[-0,2418** [-0,4819 ; -0,0018]	0,0769(ns) [-0,3000 ; 0,4538]	0,1154(ns) [-0,1861 ; 0,4169]
	[-3% ; -2%[-0,4630** [-0,8677 ; -0,0583]	-0,3086(ns) [-0,9136 ; 0,2963]	-0,1852(ns) [-0,5481 ; 0,1778]
	Inférieur à -3%	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
Emploi en équivalent temps plein				
Variation du coût salarial moyen	Supérieur à +0,05%	-0,3275*** [-0,4637 ; -0,1913]	-0,2489*** [-0,4441 ; -0,0538]	-0,2489*** [-0,3790 ; -0,1188]
	[-0,03% ; +0,05%[-0,0819(ns) [-0,2635 ; 0,0996]	-0,0245(ns) [-0,3603 ; 0,3113]	0,0734(ns) [-0,2144 ; 0,3613]
	[-1% ; -0,03%[-0,3057*** [-0,4974 ; -0,1140]	-0,2046(ns) [-0,5484 ; 0,1391]	-0,1754(ns) [-0,4046 ; 0,0538]
	[-2% ; -1%[-0,2740** [-0,5061 ; -0,0420]	-0,3846** [-0,7615 ; -0,0077]	-0,1923(ns) [-0,4938 ; 0,1092]
	[-3% ; -2%[-0,3974** [-0,7861 ; -0,0087]	-0,5556** [-1,1605 ; -0,005]	-0,3086(ns) [-0,7926 ; 0,1753]
	Inférieur à -3%	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
Salaire horaire brut				
Variation du coût salarial moyen	Supérieur à +0,05%	-0,3371*** [-0,4107 ; -0,2635]	-0,2323*** [-0,3299 ; -0,1348]	-0,2489*** [-0,3368 ; -0,1611]
	[-0,03% ; +0,05%[-0,8979*** [-1,0025 ; -0,7932]	-0,9545*** [-1,1464 ; -0,7627]	-1,0280*** [-1,2342 ; -0,8217]
	[-1% ; -0,03%[-0,9315*** [-1,0375 ; -0,8255]	-1,1108*** [-1,2827 ; -0,9390]	-1,0816*** [-1,2821 ; -0,8811]
	[-2% ; -1%[-0,8388*** [-0,9619 ; -0,7157]	-0,9230*** [-1,0737 ; -0,7722]	-0,9999*** [-1,1808 ; -0,8190]
	[-3% ; -2%[-0,7947*** [-0,9952 ; -0,5942]	-0,9259*** [-1,1679 ; -0,6840]	-0,9259*** [-1,2284 ; -0,6235]
	Inférieur à -3%	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>

Source bases Arome, Orme et Sequoia (Acos), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Notes : *** significatif au seuil de 1% ; ** de 5% (ns) non significatif. Les valeurs entre crochets correspondent aux bornes de l'intervalle de confiance à 95%.

On peut tenter de préciser l'ordre de grandeur de ces effets. Concernant les entreprises à 39 heures, l'effet global sur l'emploi brut dépend de l'évolution moyenne du coût salarial moyen (- 1,017 %) et de l'élasticité obtenu dans le tableau 5 (- 0,2234). On obtient un effet de l'ordre de 0,24 % soit 3 000 emplois environ. Même si l'on extrapolait ce résultat à l'ensemble de la population active, c'est-à-dire en considérant les 15 millions de salariés du secteur privé marchand dont 46 % sont embauchés par des entreprises à 39 heures, on obtiendrait un effet sur l'emploi de l'ordre de 15 500 emplois créés ou sauvegardés par la réforme Fillon. Un exercice similaire peut être effectué pour l'emploi en équivalent temps plein. Dans ce cas, l'impact sur l'emploi est légèrement plus important de l'ordre de 4 300 emplois dans l'échantillon et de 21 500 emplois par extrapolation.

Concernant les entreprises à 35 heures, l'évolution du coût du travail a été de + 1,71 % en moyenne (pondéré par les effectifs), sachant que l'élasticité pour les emplois en équivalent temps plein est de - 0,278, l'effet global est négatif. Il est de l'ordre de - 0,48 %, soit 7 700 emplois en moins environ. En extrapolant à l'ensemble de la population (54 % des 15 millions de salariés du secteur marchand sont embauchés par des entreprises à 35 heures), on obtiendrait un effet de 39 000 emplois détruits.

Ainsi, l'effet global de la réforme Fillon, à la fois sur les entreprises à 35 heures et à 39 heures, semble avoir été très faible voire légèrement négatif. Il s'agit là d'un résultat agrégé par grands groupes d'entreprises et il n'est pas incompatible avec le fait que la réforme ait pu exercer un impact significatif pour certaines entreprises dans quelques secteurs d'activité particuliers.

Notons que cet article s'inscrit dans une démarche d'évaluation micro-économétrique à la Crépon et Desplatz (2001) et ne s'appuie sur aucun bouclage macro-économique. Notre évaluation ne prend en compte, ni les effets volume, ni les effets de substitution intersectoriels. En outre, ce travail ne précise pas l'impact de cette réforme par niveaux de qualification et de salaire. Des études ultérieures pourront contrôler ces différentes dimensions.

CONCLUSIONS

La réforme des dispositifs d'exonération de cotisations sociales sur les bas salaires mise en œuvre à la suite de la loi Fillon du 17 janvier 2003 est une unification des dispositifs qui a eu des effets très différenciés selon les entreprises. L'harmonisation des dispositifs a conduit à une réduction des cotisations sociales nettement plus marquée pour les entreprises qui étaient restées aux 39 heures que pour les entreprises qui étaient passées aux 35 heures, particulièrement pour les salaires situés autour de 1,3 Smic.

Cet article mobilise une base de données originale issue de l'appariement de fichiers administratifs de l'Insee et de l'Acoss afin de mettre en évidence les effets sur l'emploi, les salaires et le coût du travail de la réforme Fillon. Nos estimations montrent que les entreprises qui ont le plus bénéficié de la hausse des exonérations ont vu leur niveau d'emploi croître davantage que les autres. Globalement, comme la majorité des entreprises aux 39 heures ont bénéficié de cette hausse, la réforme Fillon leur a permis d'accroître leur niveau d'emploi. En revanche, pour les entreprises aux 35 heures c'est la situation inverse qui prévaut : la réforme a alors conduit à une baisse de l'emploi. Dans les deux catégories d'entreprises, nous trouvons des élasticités de l'emploi au coût du travail qui sont significatives et de signes attendues : une hausse du coût salarial moyen de 1 % réduit l'emploi d'environ 0,25 %. Mais du fait de ces effets de redistribution de l'emploi entre entreprises, la réforme Fillon n'a au final pas eu d'effet clair sur l'emploi agrégé, qu'il soit mesuré en effectif ou en équivalent temps plein. Elle a cependant

contribué à la hausse des rémunérations, pour les entreprises à 35 heures comme pour les entreprises à 39 heures.

BIBLIOGRAPHIE

ACOSS-STAT, 2005, « Situations contrastées pour les entreprises lors du passage aux allègements de la loi Fillon », *Acooss-Stat*, 22, janvier.

BEACH C., F. BALFOUR, 1983, « Estimated Payroll Tax Incidence and Aggregate Demand for Labour in the United-Kingdom », *Economica*, 50, p. 35-48.

BELL B., S. NICKELL, 1997, « Would Cutting Payroll Taxes on the Unskilled have a Significant Impact on Unemployment ? », in D.J. Snower and G. de la Dehesa (eds.), *Unemployment Policy : Government Options for the Labour Market*, Cambridge University Press.

BERRY J.B., 2008, « Les bénéficiaires de la revalorisation du Smic au 1^{er} juillet 2007 », *Premières synthèses*, 10.3, juillet.

BRITAIN J., 1971, « The Incidence of Social Security Payroll Taxes », *American Economic Review*, 611, p 110-125.

BRODATY T., B. CRÉPON, D. FOUGÈRE, 2000, « Using Matching Estimators to evaluate Alternative Youth Employment Programs: Evidence from France, 1986-1988 », *Document de travail du C.E.P.R.*, n°2604.

BUNEL M., 2005, « Aides incitatives et déterminants des embauches des établissements passés à 35 heures », *Économie et statistique*, 376-377, p. 91-115.

BUR Y., 2008, « Mission d'information commune sur les exonérations de cotisations sociales », Rapport d'information de l'Assemblée Nationale, # 1001.

BURNOD G., A. CHENU, 2001, « Employés qualifiés et non qualifiés : une proposition d'aménagement de la nomenclature des catégories socioprofessionnelles », *Travail et Emploi*, 86, p. 87-105.

CHÉRON, A., J.-O. HAIRAUT, F. LANGOT, 2008, « A Quantitative Evaluation of Payroll Tax Subsidies for Low-Wage Workers: An Equilibrium Search Framework », *Journal of Public Economics*, 92(3-4), p. 817-843.

CREPON B., R. DESPLATZ, 2001, « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et statistique*, 348(8), p. 1-22.

DADS, Guide méthodologique, validité 2005, Insee, juillet 2007.

FITOUSSI, J.P., 2000, « Payroll Tax Reductions for the Low Paid », *OECD Economic Studies*, 31, p. 115-131.

GAFSI I., Y. L'HORTY Y., F. MIHOUBI, 2005, « Vingt ans d'évolution de l'emploi peu qualifié et du coût du travail : des ruptures qui coïncident ? », *Revue française d'économie*, 19(3), p. 91-116.

GILLES F., 2006, « Quels effets des réorganisations sur la date de passage aux 35 heures? Une étude sur données individuelles d'entreprises », *Revue économique*, 57(6), p. 1401-1426.

GRUBER J., 1997, « The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile », *Journal of Labor Economics*, 15(3), S72-S101.

HAMERMESH D., 1979, « New Estimates of the Incidence of the Payroll Tax », *Southern Economic Journal*, 45, p.1208-19.

HECKMAN J., H. ICHIMURA H., P. TODD, 1998, « Matching as an Econometric Estimator », *Review of Economic Studies*, 65, p. 261-294.

JAMET S., 2005, « Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique », *Revue française d'économie*, 19, p. 57-90.

JANOD V., A. SAINT-MARTIN, 2004, « Measuring the Impact of Work Reorganization on Firm Performance. Evidence from French manufacturing », *Labour Economics*, vol. 11, n°6, p. 785-798.

KOENKER R., G. BASSETT, 1978, « Regression Quantiles », *Econometrica*, 461, p. 33-50.

- KOENKER R., K. HALLOCK, 2001, « Regression Quantiles », *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), p. 143-156.
- KOUBI M., B. LHOMMEAU, 2007, « Les effets de diffusion de court terme des hausses du Smic dans les grilles salariales des entreprises de dix salariés ou plus sur la période 2000-2005 », in Insee, *Les salaires en France*, Paris, 2007.
- KRAMARZ F., T. PHILIPPON, 2001, « The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment », *Journal of Public Economics*, 82, p. 115-146.
- KUGLER A., M. KUGLER, 2008, « Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia », *NBER working paper #13855*, March 2008.
- LECHNER M. 1999, « Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments Under the Conditional Independence Assumption », *IZA discussion paper*, #91.
- MARX I., 2005, « Job Subsidies and Cuts in Employers' Social Security Contributions: The Verdict of Empirical Evaluation Studies », *Working paper*, University of Michigan.
- MONTAUT A., 2008, « Une heure de travail salarié en 2004 deux fois plus chère mais deux fois plus productive qu'en 1975 », *Insee première*, 1214, Novembre.
- OECD, 2003, *Employment Outlook*, Paris : OECD.
- SEGUIN S. 2006, « Les bénéficiaires de la revalorisation du Smic et des garanties mensuelles au 1^{er} juillet 2005 », *Premières Synthèses*, 09.2., mars.
- SIANESI B., E. LEUVEN, 2003, « PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing and Covariate Imbalance Testing », *EconPapers*.
- STEWART M. B., 1983, « On Least Squares Estimation When the Dependent Variable is Grouped », *Review of Economic Studies*, 50 (4), p. 737-753.
- VROMAN W., 1974a, « Employer Payroll Tax Incidence: Empirical Tests with Cross-Country Data », *Finances Publiques*, 24, p. 184-200.

ANNEXE 1. CARACTÉRISTIQUES DE LA RÉFORME FILLON

**Tableau A1.
Niveau et évolution de la GMR et du Smic horaire lors de la réforme Fillon**

	Juil-01	juil-02	juil-03	juil-04	juil-05
IPC		1,63%	1,89%	2,32%	1,72%
Smic horaire brut	6,67	6,83	7,19	7,61	8,03
		2,40%	5,27%	5,84%	5,52%
GMR1	1 081,21	1 100,67	1 136,15	1 178,54	1 217,88
<i>RTT entre 15/06/98 et 30/06/99</i>		1,80%	3,22%	3,73%	3,34%
GMR2	1 094,65	1 114,35	1 145,54	1 183,40	1 217,88
<i>RTT entre 1/07/99 et 30/06/00</i>		1,80%	2,80%	3,30%	2,91%
GMR3	1 113,45	1 133,49	1 158,62	1 190,14	1 217,88
<i>RTT entre 1/07/00 et 30/06/01</i>		1,80%	2,22%	2,72%	2,33%
GMR4	1 127,23	1 147,52	1 168,16	1 195,03	1 217,88
<i>RTT entre 1/07/01 et 30/06/02</i>		1,80%	1,80%	2,30%	1,91%
GMR5		1 154,27	1 172,74	1 197,37	1 217,88
<i>RTT après 1/07/02</i>			1,60%	2,10%	1,71%

Source : Légifrance et Insee.

Notes : les grandeurs sont exprimées en euros courants. IPC : Indice des prix à la consommation.

Lecture : le Smic horaire a été relevé de 6,67 à 6,83 euros entre juillet 2001 et juillet 2002, ce qui constitue une hausse de 2,4 % du salaire minimum.

**Tableau A2.
Évolution des barèmes d'allègements de cotisations sociales associée à la réforme Fillon
sur la période 2003 à 2005**

Périodes	Employeur ouvrant droit au 30 juin 2003 à l'allègement 35 heures	Autre employeur
Avant le 30 juin 2003	1. Réduction maximale : 26 % du salaire brut dégressive jusqu'à 1,7 fois Smic puis stable ensuite	2. Réduction maximale : 18,6 % du salaire brut Limite : 1,3 fois
1 ^{er} juillet 2003 ⇒ 30 juin 2004	3. Réduction maximale : 26 % du salaire brut	4. Réduction maximale : 20,8 % du salaire brut Limite : 1,5 Smic
1 ^{er} juillet 2004 ⇒ 31 décembre 2004	Limite : 1,7 fois la garantie de rémunération applicable au 1 ^{er} janvier 2000 (GMR2)	5. Réduction maximale : 23,4 % du salaire brut Limite : 1,6 Smic
1 ^{er} janvier 2005 ⇒ 30 juin 2005	6. Réduction maximale : 26 % du salaire brut Limite : 1,6 fois la GMR2	
À compter du 1 ^{er} juillet 2005		7. Réduction maximale : 26% du salaire brut Limite : 1,6 Smic

Source : Légifrance et Insee.

Annexe 1b.

Le passage aux 35 heures en France : les lois Aubry 1 et Aubry 2

En 1998 et 2000, deux lois ont été introduites en France qui visaient à organiser le passage aux 35 heures en réduisant la durée légale de 39 heures à 35 heures. Il s'agit des lois Aubry 1 (13 juin 1998) et Aubry 2 (19 janvier 2000). Sur la base du partage du temps de travail, le but de ces deux lois était d'inciter les entreprises à réduire le temps de travail de leurs salariés pour favoriser la création d'emplois et réduire le chômage.

La loi 'Aubry 1' (loi n 1998 - 461) prévoit de réduire la durée légale de la semaine de travail de 39 à 35 heures, à compter du 1^{er} janvier 2000 pour les unités de plus de 20 salariés et du 1^{er} janvier 2002 pour les autres. Les entreprises qui anticipent la baisse légale de la durée du travail peuvent bénéficier d'aides dites « incitatives » dès qu'elles s'engagent à la fois à baisser de 10 % la durée effective du travail hebdomadaire et à créer des emplois à hauteur de 6 % des effectifs initiaux (accords offensifs) ou à ne pas détruire des emplois dans les mêmes proportions (accords défensifs) dans le cadre de plans de licenciement engagés avant le passage aux 35 heures. Ces aides « incitatives » sont perçues sous la forme de réductions des cotisations patronales, correspondant à une somme fixe pour chaque salarié employé et concerné par la RTT. Ces aides sont versées sur une période de cinq ans. Leur montant dépend de la date de signature de l'accord par l'entreprise ou l'établissement. Si l'accord est signé entre le juin 1998 et juin 1999, l'entreprise bénéficie de 1 372 euros (9 000 francs) par salarié la première année, ce montant diminuant de 150 euros (1 000 francs) chaque année ; si l'accord est signé entre juin et décembre 1999, l'entreprise obtient 1 067 euros (7 000 francs) la première année, 915 euros (6 000 francs) l'année suivante et ainsi de suite. Des réductions de cotisations supplémentaires peuvent être accordées si l'entreprise réduit la durée de travail effective de 15 % ou plus et si elle s'engage à augmenter son niveau d'emploi initial de 9 %.

La loi Aubry 2 (loi n 2000 - 37) confirme la réduction de la durée légale à 35 heures hebdomadaires ou 1 600 heures annuelles dès le 1^{er} janvier 2000 pour les entreprises employant plus de 20 salariés. Les entreprises employant plus de 20 salariés signant un accord après le 1^{er} janvier 2000 bénéficient d'une aide pérenne, baisse unique de cotisations patronales non conditionnelle à des engagements en termes de créations d'emplois ou d'effectivité de la RTT (aucune obligation en termes de mode de décompte du temps de travail). Ce nouveau dispositif d'allègement de cotisations (sur les bas et moyens salaires) – ou aide structurelle Aubry 2 – est décroissant avec le salaire jusqu'à 1,8 Smic (voir tableau A2). Pour les entreprises employant plus de 20 salariés mais ayant signé un accord avant le 1^{er} janvier 2000 et ayant bénéficié des aides incitatives avant cette date, la baisse de cotisations est la somme des aides Aubry 2 et des aides incitatives Aubry 1 cumulables. À durée de ce cumul est au maximum de cinq ans. Toutefois à partir du second semestre 2004, c'est-à-dire après l'adoption du dispositif Fillon, les entreprises devaient choisir entre le dispositif Aubry 1 et le dispositif « Fillon-suite-à-Aubry 2 »

Pour les entreprises de 20 salariés et moins ces aides « incitatives » pouvaient être perçues si elles s'engagent sur une RTT et des créations (ou non destructions) d'emplois après le 1^{er} janvier 2002 dans les mêmes conditions que celles précédemment prévues pour les entreprises de plus de 20 salariés passées à 35 heures avant cette date.

ANNEXE 2. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

**Tableau A3.
Statistiques descriptives (en 2002)**

	Entreprises à 39 heures		Entreprises à 35 heures	
	Brut	Pondéré	Brut	Pondéré
Caractéristiques de la main-d'œuvre				
Effectif moyen		22,65		50,21
]5-10[40,4%	10,70%	32,0%	3,50%
[10-20[33,2%	16,80%	24,5%	5,30%
[20-50[20,5%	24,10%	26,7%	14,70%
[50-200[4,8%	16,90%	12,1%	20,10%
[200 et plus	1,1%	31,60%	4,7%	56,40%
% de femmes	28,0%	26,90%	38,4%	31,10%
% de temps partiel	16,9%	11,80%	20,4%	13,80%
Au moins 30% de la main-d'œuvre est constituée de salariés non qualifiés	28,0%	23,80%	33,25%	30,70%
Au moins 20% de la main-d'œuvre est constituée de salariés très qualifiés	50,9%	60,90%	58,58%	67,80%
Informations sectorielles				
Industrie	27,50%	39,90%	33,03%	49,90%
Construction	22,3%	16,10%	13,6%	8,50%
Commerce	28,5%	22,00%	33,6%	21,70%
Transports	8,2%	9,50%	3,1%	6,60%
Activités financières et immobilières et services aux entreprises	11,2%	11,20%	12,70%	12,20%
Autres services	2,5%	1,30%	3,9%	1,10%
Taux d'entrée	13,9%	13,00%	13,0%	12,50%
Taux de sortie	13,3%	12,70%	12,3%	12,40%
Indice d'Herfindhal	1,8%	4,70%	2,5%	6,40%
Taux d'exportation	8,2%	14,30%	9,3%	16,30%
Autres caractéristiques				
Appartenance à un groupe	17,3%	53,50%	28,84%	77,00%
Localisation en Ile de France	18,0%	23,00%	11,10%	15,90%
Log(Intensité capitalistique)	321,3%	3,708	338,55%	3,824
Variables comptables et financières				
Niveau d'endettement en 2002	13,1%	12,40%	14,72%	11,60%
Log(valeur ajoutée en 2002)	637,5	8,457	670,78	9,469
Rentabilité économique en 2002	32,5%	25,30%	29,09%	20,50%
Taux de marge en 2002	19,7%	20,20%	21,47%	21,50%
Log(coût du travail par tête en 2002)	9,657816	9,7148	960,85% ?	9,6241
Date de passage aux 35 heures				
RTT entre 15/06/98 et 30/06/99			2,19%	2,98%
RTT entre 1/07/99 et 30/06/00			18,49%	26,66%
RTT entre 1/07/00 et 30/06/01			23,97%	21,83%
RTT entre 1/07/01 et 30/06/02			45,12%	16,44%
RTT après 1/07/02			6,11%	2,70%
Indéterminé			4,11%	29,40%
Nb observations	60 517		32 422	

Source : bases Arome, Orme et Ssquoia (Acos), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

ANNEXE 3.

MESURER L'IMPACT DE LA RÉFORME FILLON SUR LE COÛT SALARIAL MOYEN

Pour déterminer l'évolution du coût du travail liée exclusivement à la réforme Fillon, il est nécessaire de déterminer l'évolution des aides perçues indépendamment du comportement des entreprises en termes de salaire et de structure de leur main-d'œuvre.

Pour ce faire, on calcule le taux d'exonération des entreprises en procédant en plusieurs étapes.

Étape 1 : On récupère à partir des DADS la distribution de la main-d'œuvre en fonction de 8 tranches de salaires fonction du salaire horaire brut ([0,8-1,02[; [1,02-1,1[; [1,1-1,2[; [1,2-1,3[; [1,3-1,4[; [1,4-1,5[; [1,5-1,6[; [1,6-1,7[et [1,7 et plus). Puis pour approximer le salaire moyen versé à chacune de ces catégories, on utilise le centre de classe. On calcule un poids relatif de chacune de ces tranches par rapport à la masse salariale totale.

Étape 2 : On répartit le salaire brut trimestriel issu de la base AcoSS entre ces 8 catégories de salariés en fonction du poids relatif calculé à l'étape 1. Un salaire brut trimestriel est ainsi obtenu pour chacune des tranches.

Étape 3 : On applique les barèmes d'allègement de juillet 2002 pour calculer pour chaque tranche, des montants d'exonérations et de cotisations sociales. En sommant ces informations, on calcule un taux d'exonération apparent (TEA) initial pour l'année 2002.

Étape 4 : Pour calculer le TEA virtuel pour l'année 2005, on mobilise les barèmes d'allègement de janvier 2005, et les salaires bruts du second trimestre 2002 des 8 catégories de main-d'œuvre calculés à l'étape 2. On obtient ainsi les montants virtuels d'exonérations et de cotisations sociales si la structure des salaires et de l'emploi n'avait pas évolué entre 2002 et 2005. En sommant ces informations, on calcule un TEA virtuel pour l'année 2005.

Notons que lorsque l'on applique les étapes 1 à 3, dans la majorité des cas, le montant total des exonérations obtenues pour le second trimestre 2002 est inférieur à celui observé dans la base AcoSS. Cet écart est notamment de plus de 50 % pour les entreprises aux 35 heures. Cette situation s'explique par l'écart existant entre les éléments pris en compte dans la définition du Smic et ceux retenus dans la base DADS. Les rémunérations qui ont permis de classer les salariés par tranche de Smic intègrent notamment les majorations pour heures supplémentaires ; les majorations pour travail du dimanche, des jours fériés et de nuit ; les primes d'ancienneté ; l'intéressement et la participation. Cet écart conduit à classer « trop » de salariés dans les tranches hautes de la distribution des salaires.

Comme le souligne Seguin (2006), en mobilisant les données de l'enquête sur la structure des salaires de 2002, 26 % des salariés au Smic perçoivent une rémunération horaire supérieure à 1,3 Smic. Ce pourcentage est même de 30 % pour les salariés à temps complet. Ainsi, en mobilisant directement les données de l'enquête DADS, on voit que ces salariés sont considérés comme non éligibles aux aides alors que tel n'est pas le cas.

Par ailleurs, la structure des rémunérations peut également affecter les résultats. Comme le souligne le rapport Bur (2008), les entreprises qui versent à leurs salariés un treizième mois bénéficient d'un allègement plus élevé que celles qui octroient la même rémunération annuelle sur douze mois. Cet effet d'aubaine n'est pas pris en compte en mobilisant les

informations de la base DADS, puisque le salaire horaire est calculé en fonction de la rémunération et du temps de travail annuels.

Tableau A4.
Distribution observée et corrigée de la main-d'œuvre par tranches de Smic

	Entreprises à 39 heures		Entreprises à 35 heures		
	Observée directement dans les DADS	Après correction	Observée directement dans les DADS	Après correction	
Tranches de Smic	[0,8-1,02[1,8%	8,0%	2,9%	4,5%
	[1,02-1,1[3,3%	4,5%	5,7%	4,5%
	[1,1-1,2[7,2%	8,6%	8,3%	7,9%
	[1,2-1,3[9,1%	9,5%	9,4%	9,1%
	[1,3-1,4[9,4%	9,0%	9,3%	9,2%
	[1,4-1,5[8,6%	7,7%	8,8%	8,6%
	[1,5-1,6[7,7%	6,3%	7,9%	7,5%
	[1,6-1,7[6,6%	4,9%	5,9%	6,0%
	[1,7-et plus	46,3%	41,4%	41,9%	42,8%
Nb obs.	60 517		32 422		

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acos), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Afin de limiter les effets de cette déformation, un algorithme est utilisé visant à déplacer progressivement la distribution de la main-d'œuvre sur la gauche afin d'obtenir un montant d'exonération qui corresponde mieux à celui observé effectivement dans la base Acoss. Le tableau A4 présente l'impact de cette déformation sur la structure de la main-d'œuvre. On observe que la proportion de salariés dont la rémunération est inférieure à 1,1 Smic augmente sensiblement. Cette augmentation est de 7 points pour les entreprises aux 39 heures et de 0,4 point pour les autres. Cette seconde distribution est plus cohérente avec d'autres études portant sur la distribution des rémunérations (Koubi, Lhommeau, 2007 ; Berry, 2008)¹. À partir de toutes ces informations observées, calculées et redressées, il est possible de déterminer les différentes catégories de TE présentées dans le tableau A5.

À partir du TEV obtenu pour le second semestre 2002, l'objectif est de calculer deux nouveaux taux pour le premier semestre de l'année 2005. Le premier s'appuie sur les barèmes d'allègements de cotisations sociales employeurs en vigueur en 2005 et sur la distribution des rémunérations observée en 2002, le second intègre simultanément ces barèmes ainsi que les hausses du Smic et des GMR prévues par la réforme Fillon (voir encadré A1).

¹ D'après l'enquête Acémo en 2007 environ 13 % des salariés sont rémunérés sur la base du Smic.

Encadré A1.
Définitions des différents TE et TEV :

$Cotexo^i$ = Exonérations de cotisations sociales observées dans la base Acooss pour le semestre i (02 pour le second semestre 2002 et 05 pour le premier semestre 2005).

Sal^i = Salaire brut observé dans la base Acooss pour le semestre i .

$Cotexo(\widetilde{b^i}, \widetilde{dsal}^{02})$ = Exonérations de cotisations sociales calculées à partir des barèmes légaux (b^i) et de la distribution des salaires ($dsal^i$).

\widetilde{Sal}^{02} = Salaire brut tenant compte de l'augmentation du Smic et de la GMR.

$dsal^i$ = distribution des salaires observée dans la base Dads.

\widetilde{dsal}^i = distribution des salaires corrigée.

TEA observé en 2002 =	=	$\frac{Cotexo^{02}}{Sal^{02}}$
TEV-1 en 2002 sans correction sur la distribution des salaires	=	$\frac{Cotexo(\widetilde{b^{02}}, \widetilde{dsal}^{02})}{Sal^{02}}$
TEV-2 en 2002 avec correction sur la distribution des salaires	=	$\frac{Cotexo(\widetilde{b^{02}}, \widetilde{dsal}^{02})}{\widetilde{Sal}^{02}}$
TE observé en 2005 =	=	$\frac{Cotexo^{05}}{Sal^{05}}$
TEV-2 en 2005 avec correction sur la distribution des salaires et augmentation du Smic et de la GMR	=	$\frac{Cotexo(\widetilde{b^{05}}, \widetilde{dsal}^{02})}{\widetilde{Sal}^{02}}$

Évolution des TE virtuels entre 2002 et 2005

Le tableau A5 présente les valeurs prises par les différents TE observés et TEV pour les années 2002 et 2005. Comme nous l'avons déjà indiqué le TE observé a augmenté de plus de 2,5 points pour les entreprises aux 39 heures et a diminué de près de 1,5 point pour les entreprises aux 35 heures.

Le TEV calculé pour le second semestre 2002 mobilise directement la distribution des salaires par tranche de Smic issue de la base DADS et est parfois nettement plus faible que le TE observé, notamment pour les entreprises aux 39 heures (ligne 2 du tableau A5). Or ces deux taux devraient en théorie être identiques, aux erreurs de mesure près.

En recalculant ces TE en utilisant la distribution des salaires par tranche de Smic corrigée, on obtient des résultats nettement plus satisfaisants, notamment pour les entreprises aux 39 heures (lignes 1 et 3 du tableau A5). Comme l'indiquent les figures A1 et A2, cette correction donne des résultats plus satisfaisants à la fois en moyenne mais également sur l'ensemble de la distribution des salaires.

Tableau A5.
Détermination du taux d'exonération observé et virtuel

	Entreprises à 39 heures		Entreprises à 35 heures	
	Sans pondération	Avec pondération	Sans pondération	Avec pondération
<i>En 2002</i>				
TE observé	2,92%	2,01%	7,83%	5,78%
TEV sans correction sur la distribution de la main-d'œuvre	1,89%	1,32%	8,87%	6,12%
TEV avec correction sur la distribution de la main-d'œuvre	2,98%	2,06%	8,18%	6,00%
<i>En 2005</i>				
TE observé	7,18%	4,52%	6,52%	4,34%
TEV basé sur les barèmes 2005 et l'augmentation du Smic et de la GMR et la distribution des salaires de 2002 (avec correction)	7,67%	4,96%	6,57%	4,52%
Nb obs.	60 517		32 422	

Pondération en fonction de l'assiette salariale.

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acosse), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Figure A1.
Distribution du TE observé et calculé avec et sans calage pour les entreprises à 39 heures

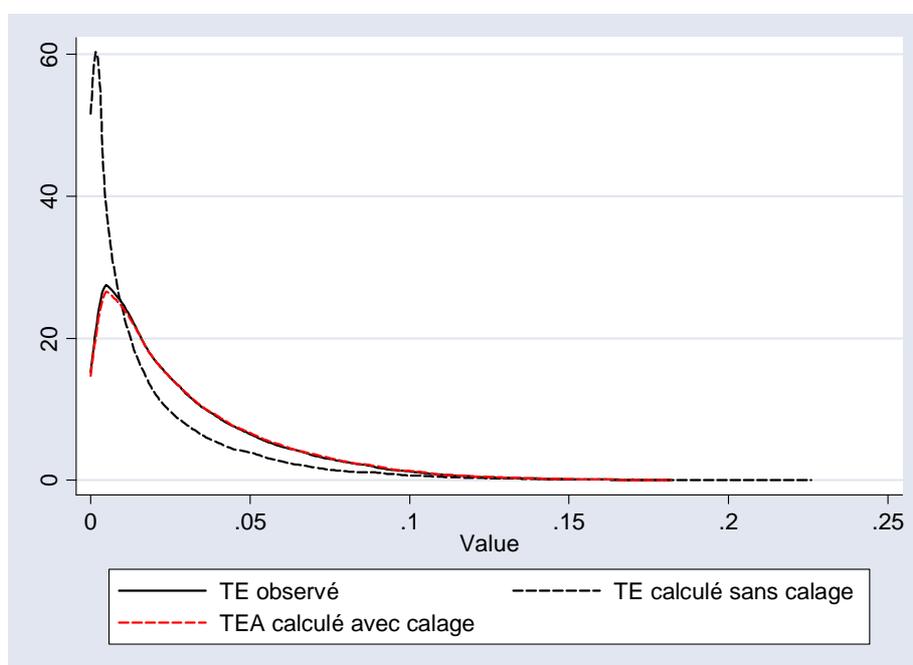
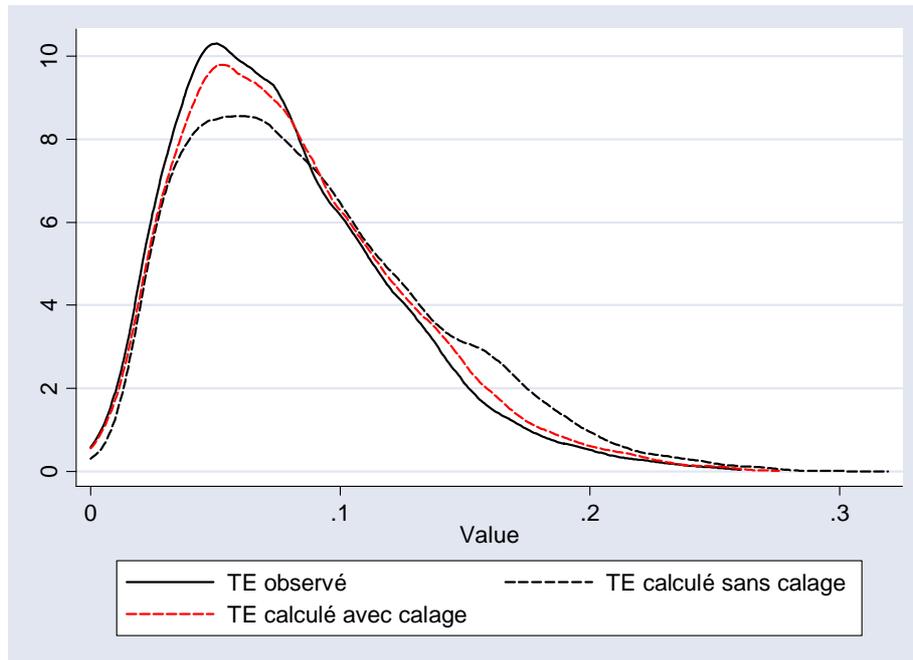


Figure A2.
Distribution du TE observé et calculé avec et sans calage
pour les entreprises à 35 heures



Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acooss), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

ANNEXE 4. SPÉCIFICATION DES SCORES DE PROPENSION

**Tableau A6.
Estimation du modèle Probit ordonné**

	Entreprises aux 35 heures		Entreprises aux 39 heures	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
Informations sectorielles				
Industrie	-0,1632***	0,0261	-0,156***	0,016
Construction	0,5920***	0,0241	-0,753***	0,015
Commerce	0,0269	0,0192	-0,198***	0,013
Autres services				
Taux d'entrée	-0,2947*	0,1665	-2,341***	0,120
Taux de sortie	0,7052***	0,1851	1,512***	0,140
Indice d'Herfindhal	-0,4161***	0,1055	-0,953***	0,091
Autres caractéristiques				
Localisation en Ile de France	-0,2831***	0,0160	-0,362***	0,010
Appartenance à un groupe	-0,1313***	0,0199	-0,082***	0,014
Log(Intensité capitalistique)	-0,0451***	0,0071	0,002	0,005
Caractéristiques de la main-d'œuvre				
Effectif brut en 2002	0,1327***	0,0485	-0,221***	0,054
[50 salariés et plus]	-0,1496***	0,0206	0,022	0,014
% de femmes	0,2425***	0,0278	-0,591***	0,023
% de temps partiel	-0,0284	0,0311	-0,611***	0,026
Au moins 30% de la main-d'œuvre est constituée de salariés non qualifiés	-0,1147***	0,0149	-0,055***	0,011
Au moins 20% de la main-d'œuvre est constituée de salariés très qualifiés	-0,0074	0,0142	-0,358***	0,010
log(facteur de croissance de l'effectif entre 2000 et 2002)	0,1080***	0,0317	-0,018	0,022
Variables croisées				
Industrie*(effectif brut>50 salariés)	0,2484***	0,0295	-0,118***	0,020
Industrie*appartenance à un groupe	0,0434	0,0300	0,000	0,023
Variables comptables et financières				
Niveau d'endettement en 2002	0,3201***	0,0420	0,196***	0,036
Rentabilité économique en 2002	-0,1420***	0,0243	-0,032	0,017
Taux de marge en 2002	0,5109***	0,0532	0,169***	0,042
Taux de croissance du coût du travail entre 2000 et 2002	0,0890***	0,0332	0,050**	0,024
Log (Productivité apparente du travail en 2002)	-0,0276***	0,0083	-0,058***	0,007
constante 1	-1,2093***	0,0645	-2,742***	0,054
constante 2	-0,6443***	0,0643	-2,165***	0,053
constante 3	0,0245	0,0642	-1,552***	0,052
constante 4	0,6798***	0,0642	-0,807***	0,052
constante 5	-	-	-0,149***	0,052
Nb obs	32 422		60 517	

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acooss), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

ANNEXE 5. IMPACT DU CHOC SUR LE COÛT DU TRAVAIL SUR LES VARIABLES D'INTERET

5-A. Pour les entreprises à 35 heures

a) Emploi (log du facteur de croissance entre 2002 et 2005)

% de la pop.	Variation du coût salarial moyen	MCO		Méthode du score-propension (nearest neighbor)		Méthode du score-propension (méthode du noyau)	
		Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
15,5%	inférieur à +0,5%	0,0046	0,0042	0,007	0,006	0,006	0,004
16,7%	[+0,5% ; +1%[-0,0002	0,0041	0,012**	0,006	0,009	0,005
24,9%	[+1% ; +2%[0,0024	0,0038	0,01	0,006	0,014***	0,003
21,7%	[+2% ; +3%[0,0087**	0,0038	0,019***	0,005	0,018***	0,004
21,1%	supérieur à +3%	<i>Ref.</i>	-	<i>Ref.</i>	-	<i>Ref.</i>	-

b) Emploi équivalent temps plein (log du facteur de croissance entre 2002 et 2005)

% de la pop.	Variation du coût salarial moyen	MCO		Méthode du score-propension (nearest neighbor)		Méthode du score-propension (méthode du noyau)	
		Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
15,5%	inférieur à +0,5%	0,0135***	0,0041	0,014**	0,006	0,017***	0,005
16,7%	[+0,5% ; +1%[0,0122***	0,0041	0,023***	0,006	0,02***	0,004
24,9%	[+1% ; +2%[0,0151***	0,0038	0,020***	0,006	0,022***	0,003
21,7%	[+2% ; +3%[0,0217***	0,0037	0,031***	0,005	0,030***	0,004
21,1%	supérieur à +3%	<i>Ref.</i>	-	<i>Ref.</i>	-	<i>Ref.</i>	-

c) Salaire horaire (log du facteur de croissance entre 2002 et 2005)

% de la pop.	Variation du coût salarial moyen	MCO		Méthode du score-propension (nearest neighbor)		Méthode du score-propension (méthode du noyau)	
		Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
15,5%	inférieur à +0,5%	0,0043	0,0022	0,0030	0,0030	0,0050	0,004
16,7%	[+0,5% ; +1%[-0,0002	0,0022	0,0040	0,0030	0,0020	0,002
24,9%	[+1% ; +2%[-0,0162***	0,0021	-0,0130***	0,0030	-0,0150***	0,002
21,7%	[+2% ; +3%[-0,0103***	0,0020	-0,0050	0,0030	-0,0070***	0,002
21,1%	supérieur à +3%	<i>Ref.</i>	-	<i>Ref.</i>	-	<i>Ref.</i>	-

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acoss), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Notes : les estimations sont obtenues sous Stata (programmes de Sianesi et Leuven (2003)). Les variances sont calculées par la méthode du bootstrap (50 tirages). *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : 5 % ; * : 10%.

5-B. Pour les entreprises à 39 heures

a) Emploi (log du facteur de croissance entre 2002 et 2005)

% de la pop.	Variation du coût salarial moyen	MCO		Méthode du score-propension (nearest neighbor)		Méthode du score-propension (méthode du noyau)	
		Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
8,6%	supérieur à +0,05%	-0,018***	0,004	-0,014**	0,006	-0,016***	0,005
5,0%	[-0,03% ; +0,05%[-0,008**	0,0039	0,015**	0,007	0,008	0,005
27,1%	[-1% ; -0,03%[-0,010***	0,0035	0,010	0,006	0,005	0,005
26,5%	[-2% ; -1%[-0,006*	0,0032	0,002	0,005	0,003	0,004
17,8%	[-3% ; -2%[-0,008**	0,0033	-0,005	0,005	-0,003	0,003
15,0%	inférieur à -3%	Ref.	-	Ref.	-	Ref.	-

b) Emploi équivalent temps plein (log du facteur de croissance entre 2002 et 2005)

% de la pop.	Variation du coût salarial moyen	MCO		Méthode du score-propension (nearest neighbor)		Méthode du score-propension (méthode du noyau)	
		Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
8,6%	supérieur à +0,05%	-0,0197***	0,0042	-0,015***	0,0060	-0,015***	0,004
5,0%	[-0,03% ; +0,05%[-0,0033	0,0038	-0,001	0,0070	0,003	0,006
27,1%	[-1% ; -0,03%[-0,0105***	0,0033	-0,007	0,0060	-0,006	0,004
26,5%	[-2% ; -1%[-0,0071**	0,0031	-0,010**	0,0050	-0,005	0,004
17,8%	[-3% ; -2%[-0,0064**	0,0032	-0,009**	0,0046	-0,005	0,004
15,0%	inférieur à -3%	Ref.	-	Ref.	-	Ref.	-

c) Salaire horaire (log du facteur de croissance entre 2002 et 2005)

% de la pop.	Variation du coût salarial moyen	MCO		Méthode du score-propension (nearest neighbor)		Méthode du score-propension (méthode du noyau)	
		Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
8,6%	supérieur à +0,05%	-0,0203***	0,0023	-0,014***	0,003	-0,015***	0,0027
5,0%	[-0,03% ; +0,05%[-0,0367***	0,0022	-0,039***	0,004	-0,042***	0,0043
27,1%	[-1% ; -0,03%[-0,0319***	0,0019	-0,038***	0,003	-0,037***	0,0035
26,5%	[-2% ; -1%[-0,0218***	0,0016	-0,024***	0,002	-0,026***	0,0024
17,8%	[-3% ; -2%[-0,0129***	0,0017	-0,015***	0,002	-0,015***	0,0025
15,0%	inférieur à -3%	Ref.	-	Ref.	-	Ref.	-

Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acos), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

Notes : les estimations sont obtenues sous Stata (programmes de Sianesi et Leuven (2003)). Les variances sont calculées par la méthode du bootstrap (50 tirages). *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : 5 % ; * : 10%.

ANNEXE 6. ESTIMATION DU LOGARITHME DU FACTEUR DE CROISSANCE DE L'EMPLOI POUR LES ENTREPRISES À 39 HEURES ET À 35 HEURES

	Entreprises à 35 heures		Entreprises à 39 heures	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
Informations sectorielles				
Industrie	-0,0273***	0,0054	-0,0335***	0,0034
Construction	-0,0022	0,0051	-0,0084***	0,0032
Commerce	-0,0104***	0,0039	-0,0204***	0,0029
Autres services				
Taux d'entrée	0,1763***	0,0366	0,1035***	0,0279
Taux de sortie	-0,0684*	0,0377	-0,0917***	0,0300
Indice d'Herfindhal	-0,0285	0,0194	0,0124	0,0200
Autres caractéristiques				
Localisation en Ile de France	-0,0152***	0,0041	-0,0191***	0,0025
Appartenance à un groupe	0,0085**	0,0042	0,0123***	0,0034
Log(Intensité capitalistique)	0,0012	0,0015	0,0048***	0,0012
Caractéristiques de la main d'œuvre				
Effectif brut en 2002	-0,0051	0,0029	-0,0148***	0,0055
[50 salariés et plus]	0,0227***	0,0043	0,0304***	0,0033
% de femmes	-0,0174***	0,0056	-0,0324***	0,0046
% de temps partiel	0,0541***	0,0059	0,0620***	0,0051
Au moins 30% de la main-d'œuvre est constituée de salariés non qualifiés	-0,0172***	0,0028	-0,0185***	0,0023
Au moins 20% de la main-d'œuvre est constituée de salariés très qualifiés	0,0088***	0,0027	0,0065***	0,0020
log(facteur de croissance de l'effectif entre 2000 et 2002)	0,0580***	0,0069	0,0562***	0,0050
Variables croisées				
Industrie*(effectif brut>50 salariés)	-0,0264***	0,0061	-0,0217***	0,0046
Industrie*appartenance à un groupe	-0,0072	0,0063	-0,0014	0,0055
Variables comptables et financières				
Niveau d'endettement en 2002	-0,0047	0,0087	0,0018	0,0076
Rentabilité économique en 2002	0,0469***	0,0054	0,0514***	0,0041
Taux de marge en 2002	0,1763***	0,0109	0,1616***	0,0094
Taux de croissance du coût du travail entre 2000 et 2002	0,0812***	0,0071	0,0645***	0,0054
Log (Productivité apparente du travail en 2002)	-0,0006	0,0017	-0,0041**	0,0016
Log(facteur de croissance du coût du travail généré par le choc Fillon)	-0,2776***	0,0931	-0,2915***	0,0584
Constante	-0,0547***	0,0127	-0,0330***	0,0117

Source : bases Arome, Orme et SequoiaIA (Acos), DADS et Suse (Insee).

Champ : panel de 92 939 entreprises de 5 salariés et plus sur les années 2002 à 2005 issues des secteurs d'activité privés non agricoles.

ANNEXE 7.

L'UTILISATION DE LA BASE DARES POUR IDENTIFIER LES EXONÉRATIONS DONT BÉNÉFICIENT LES SALARIÉS À 35 HEURES

Afin d'identifier la situation des entreprises à l'égard des 35 heures, il est possible d'utiliser la base constituée par la Dares répertoriant les accords Aubry 1 et Aubry 2. Cette base ne fournit aucune information sur le montant des exonérations dont bénéficient les salariés ainsi que le salaire minimum de référence des établissements. Il est donc nécessaire de déduire ces informations à partir des barèmes d'exonération théoriques et des dates de passage proposées dans cette base (date de signature d'accord Aubry 1, Aubry 2 ; date de demande d'exonération de cotisations sociales ; date de passage aux 35 heures). Cette stratégie est susceptible d'introduire plusieurs erreurs de mesure sur le niveau exact des aides versées aux établissements. Cette annexe vise à quantifier ce biais.

La base Dares n'est pas exhaustive

Comme l'indique la Dares (2001) dans la documentation associée à cette base « *l'exhaustivité et la fiabilité totale des informations ne sauraient en aucun cas être garanties* ». Plus de 90 % des informations proviennent des déclarations en vue du bénéfice de l'allègement de cotisations sociales. Pour le restant, il s'agit des informations issues de différentes sources (enquêtes spécifiques, fichiers des conventions Aubry 1, base de la DGEFP). Les entreprises de moins de 50 salariés ayant bénéficié des aides par accès direct ne sont pas toutes présentes dans cette base.

L'unité de référence de la base Dares n'est pas homogène

Les informations fournies dans cette base peuvent porter successivement sur des groupes, des entreprises ou des établissements. Par ailleurs, il n'est pas possible de vérifier si les dispositifs incitatifs et structurels s'appliquent à l'ensemble des salariés ou à une partie d'entre eux.

Les sorties des entreprises dans le temps ne sont pas renseignées

La base Dares ne permet pas de connaître l'évolution de la situation des établissements au cours du temps en termes d'effectifs ou de masse salariale. Par ailleurs, les établissements qui disparaissent ou qui sortent d'un dispositif ne sont pas répertoriés.

Cette base n'a pas été conçue pour quantifier le montant des exonérations de cotisations sociales

La base Dares a été constituée initialement pour suivre la montée en charge des 35 heures et déterminer la situation des salariés à l'égard des 35 heures. Elle n'a pas été conçue pour quantifier le montant d'exonération dont bénéficie chaque établissement. Cette information ne peut être obtenue que de manière indirecte en récupérant une distribution des salaires et en appliquant des barèmes théoriques.

Malgré ces limites et souvent faute de mieux, les travaux visant à étudier les effets de la réduction du temps de travail ou à identifier les entreprises passées aux 35 heures ont principalement utilisé cette base (Crépon, Leclair, Roux, 2005).

Le tableau A7.1 présente la répartition des entreprises et des salariés selon les dispositifs incitatifs ou structurels en vigueur.

Tableau A7.1.
Répartition des établissements et des entreprises présents dans la base Dares

				En %
	Aide incitative Robien ou Aubry 1 avant 2000	Aide incitative Robien ou Aubry 1 en 2000 et après	Sans aides incitative Robien ou Aubry 1	Total
Aides structurelles avant juillet 2002	68,5% (13,1%)	14,5% (18,1%)	7,9% (46,4%)	90,8% (77,5%)
Aides structurelles en juillet 2002 et après	2,2% (0,6%)	0,0% (1,3%)	2,0% (12,0%)	4,2% (13,%)
Aides structurelles sans détermination de date	0,0% (0,1%)	0,0% (0,3%)	0,1% (0,7%)	0,1% (1,1%)
Sans aides structurelles	3,6% (0,6%)	0% (0%)	0,7% (4,0%)	4,3% (4,6%)
Entreprise avec RTT non éligible aux aides				0,5% (3,0%)
Total	74,3% (14,4%)	14,5% (19,6%)	10,0% (59,0%)	100,0%

Remarque : Les pourcentages sont pondérés en fonction de l'effectif des établissements ou des entreprises. Les chiffres entre parenthèses sont sans pondération.

Source : Base accord Robien, Aubry1 et Aubry 2 de la Dares.

Comparaison des données Dares et Acooss

Depuis peu, une base administrative alternative est mobilisable. Il s'agit des fichiers Unedic gérés et constitués par l'Acooss, répertoriant l'ensemble des établissements ayant bénéficié des exonérations dans le cadre des dispositifs Aubry 1, Aubry 2 et Fillon (fichiers Arome, Séquoia et Orme). Le principal avantage de cette base est qu'elle fournit pour chaque trimestre le montant des exonérations effectivement perçues par les établissements.

Lorsque l'on apparie pour le premier semestre 2002, la base Acooss et la base Dares, il est possible de comparer la situation d'un même établissement ou d'une même entreprise à l'égard des 35 heures. Comme l'indique le tableau A7.2, la base Dares fournit des informations relativement précises sur la situation des établissements ou des salariés à l'égard des 35 heures. Dans plus de 90 % des cas (85 % en termes de salariés), la situation des établissements à l'égard des 35 heures est cohérente avec la base Acooss.

En revanche, lorsque l'on se focalise sur les établissements aux 35 heures, les informations sur les aides incitatives et/ou structurelles obtenues par les établissements ne sont concordantes que dans 50 % des cas (tableau A7.3). Certains établissements ayant bénéficié d'exonérations ne sont pas présents dans la base Dares (18,5 % des cas), pour les autres, le cumul des exonérations Aubry 1 et Aubry 2 est mal spécifié.

Ainsi, la base Dares fournit des informations de bonne qualité pour préciser la situation des établissements à l'égard du passage aux 35 heures. En revanche, utiliser cette base pour calculer des exonérations perçues conduit à introduire des biais de mesure très importants.

Tableau A7.2.
Passage aux 35 heures dans les bases Dares et Acooss

Au 1^{er} semestre 2002

	Nb étab.	%	Nb de salariés au 31/12	%
Établissements ou entreprises sans aides incitatives ou structurelles selon les bases Acooss et Dares	1 276 005	75,6%	7 250 790	46,4%
Établissements ou entreprises passés aux 35 heures dans le cadre des lois Aubry 1 et/ou Aubry 2 selon les bases Dares mais n'ayant reçu d'aide incitative ou structurelle selon la base Acooss	75 973	4,5%	1 221 373	7,8%
Établissements ayant reçu une aide incitative ou structurelle selon la base Acooss mais non passés par les dispositifs Aubry 1 et/ou Aubry 2 d'après la base Dares	43 390	2,6%	861 920	5,5%
Établissements ou entreprises avec aides incitatives et/ou structurelles selon les bases Acooss et passés par les dispositifs Aubry 1 et/ou Aubry 2 d'après la base Dares	291 690	17,3%	6 300 961	40,3%
Total	1 687 058	100,0%	15 635 044	100,0%

Source : Base accord Robien, Aubry1 et Aubry 2 de la Dares et bases Sequoia de l'Acooss.

Tableau A7.3.
Aides incitatives et aides structurelles dans les bases Dares et Acooss

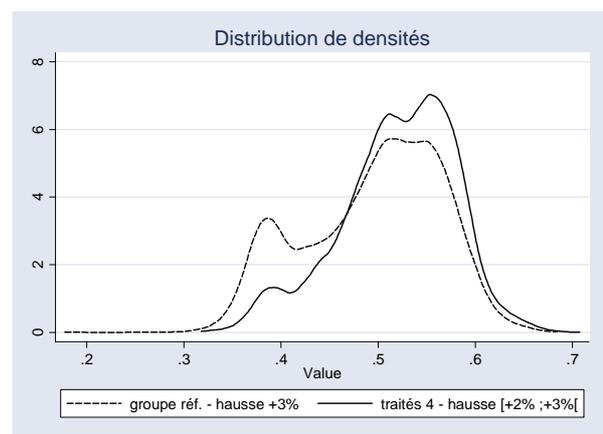
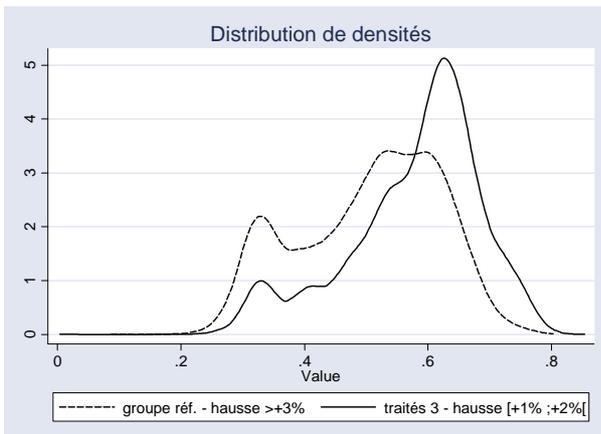
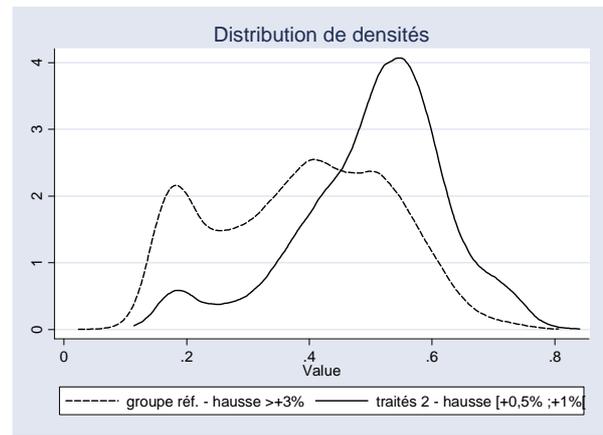
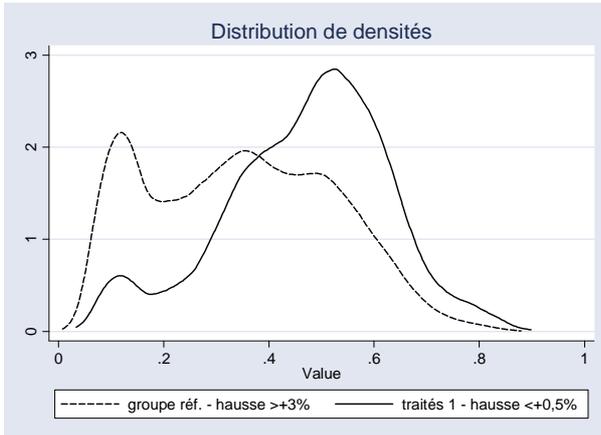
Au 1^{er} semestre 2002

	Nb étab.	%	Nb de salariés au 31/12	%
Établissements ou entreprises passés aux 35 heures dans le cadre des lois Aubry 1 et/ou Aubry 2 selon les bases Dares mais n'ayant pas reçu d'aide incitative ou structurelle selon la base Acooss	75 973	18,5%	1 221 373	14,6%
Établissements ayant reçu une aide incitative ou structurelle selon la base Acooss mais non passés par les dispositifs Aubry 1 et/ou Aubry 2 d'après la base Dares	43 390	10,6%	861 920	10,3%
Établissements ayant reçu une aide incitative et structurelle selon la base Acooss mais passés par un seul dispositifs Aubry 1 ou Aubry 2 d'après la base Dares	40 746	9,9%	797 974	9,5%
Établissements ayant reçu une aide incitative ou structurelle selon la base Acooss mais passés par le dispositifs Aubry 1 et Aubry 2 d'après la base Dares	51 695	12,6%	908 431	10,8%
La base Acooss et Dares fournissent des informations totalement concordantes	199 249	48,5%	4 594 556	54,8%
Total	411 053	100%	8 384 254	100%

Source : Base accord Robien, Aubry1 et Aubry 2 de la Dares et bases Sequoia de l'Acooss.

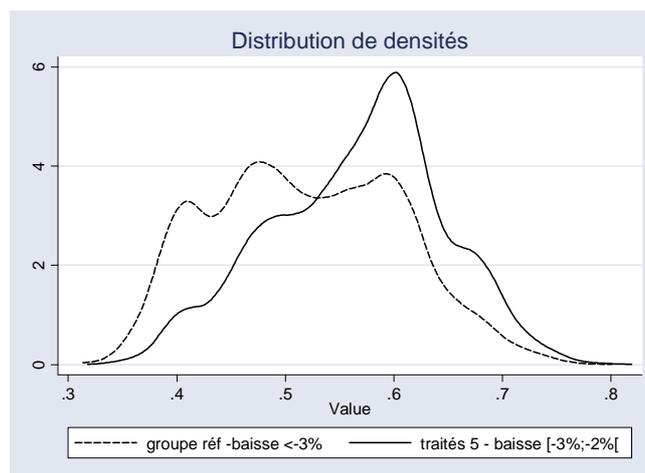
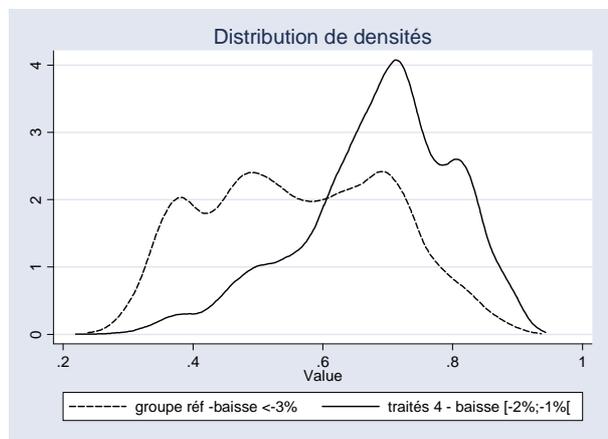
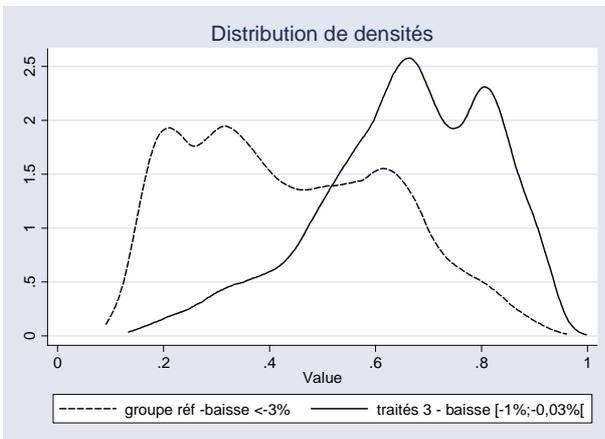
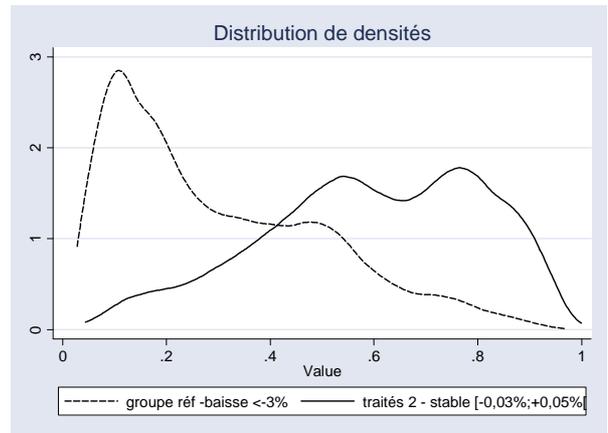
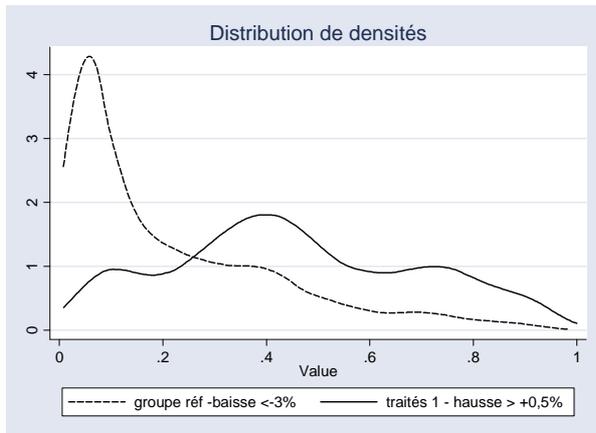
ANNEXE 8. DISTRIBUTIONS DE DENSITÉ

8-A. Pour les entreprises à 35 heures



Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acos), DADS et Suse (Insee), et calculs des auteurs sous Stata.

8-B. Pour les entreprises à 39 heures



Source : bases Arome, Orme et Sequoia (Acooss), DADS et Suse (Insee), et calculs des auteurs sous Stata.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 121** *Do Environmental-Related Standards Contribute to Successful Recruitment?*
GILLES GROLLEAU, NAOUFEL MZOUGH, SANJA PEKOVIC
août 2009
- N° 120** *Santé et pénibilité en fin de vie active : Une comparaison européenne*
CATHERINE POLLAK
juin 2009
- N° 119** *Expérimenter pour décider ? Le RSA en débat*
BERNARD GOMEL, EVELYNE SERVERIN
juin 2009
- N° 118** *Réformer les aides sociales locales dans le nouveau contexte du RSA*
DENIS ANNE, YANNICK L'HORTY
mai 2009
- N° 117** *Dépendance interentreprises et inégalités d'emploi : Hypothèses théoriques et tests empiriques*
CORINNE PERRAUDIN, HELOÏSE PETIT, NADINE THEVENOT, BRUNO TINEL, JULIE VALENTIN
mars 2009
- N° 116** *Mesurer la pauvreté et la ségrégation en Île-de-France : une approche capabiliste*
ÉLISABETH TOVAR
mars 2009
- N° 115** *Case Management Services for Jobseekers. International comparisons: Sweden, the Netherlands and the United Kingdom*
NATHALIE GEORGES, NICOLAS GRIVEL, DOMINIQUE MEDA
mars 2009
- N° 114** *The Short-Time Compensation Program in France: An Efficient Measure against Redundancies?*
OANA CALAVREZO, RICHARD DUHAUTOIS, EMMANUELLE WALKOWIAK
février 2009
- N° 113** *Spécialisation et efficacité des intermédiaires du placement*
CHRISTIAN BESSY, GUILLEMETTE DE LARQUIER
janvier 2009
- N° 112** *Aléas de carrières des seniors et impact sur les retraites*
KARINE BRIARD, CINDY DUC, NAJAT EL MEKKAOUI DE FREITAS, BERANGERE LEGENDRE, SABINE MAGE
janvier 2009