

Coût du travail et flux d'emploi : L'impact de la réforme de 2003

Véronique Simonnet*, Antoine Terracol**

La loi du 17 janvier 2003 relative aux salaires, au temps de travail et au développement de l'emploi instaure, à compter du 1^{er} juillet 2003, un dispositif de convergence entre le Smic et les différentes garanties mensuelles de rémunération (GMR) qui existaient jusqu'alors. Elle a abouti le 1^{er} juillet 2005 à une rémunération minimale unique. Cette loi modifie également le dispositif d'allègement de cotisations patronales sur les bas salaires. Il s'agissait de compenser la hausse du coût du travail due au mouvement de convergence et d'aboutir en juillet 2005 à un dispositif uniformisé pour toutes les entreprises, quelle que soit leur durée collective de travail. Durant la période transitoire, 2003-2005, les allègements de charge diffèrent toujours selon que l'entreprise est signataire ou non d'un accord de réduction à 35 h de la durée du travail avant 2003. Le coût d'embauche a évolué dès lors différemment selon les entreprises ; nous avons donc comparé l'évolution des transitions du chômage vers l'emploi selon que le chômeur transite vers une entreprise signataire ou non. Un appariement des données de l'enquête *Emploi* (2001-2007) et des fichiers Cerfa, met en évidence un ralentissement des sorties du chômage vers les entreprises passées à 35 heures. Les baisses de cotisations patronales associées à la réforme de 2003 semblent avoir été insuffisantes dans le cas des entreprises signataires mais ont permis de compenser la hausse du coût du travail chez les non-signataires. Enfin, la mise en place de cette réforme n'a pas modifié les sorties du chômage des personnes les plus diplômées mais elle a ralenti celles des moins diplômées, plus susceptibles d'être rémunérées à un niveau proche du salaire minimum et donc d'être affectées par l'harmonisation à la hausse des salaires minimaux.

* Centre d'Études de l'Emploi, Paris School of Economics, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne et CNRS. veronique.simonnet@univ-paris1.fr

** EQUIPPE, Université de Lille et CES, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne. terracol@univ-paris1.fr

Nous tenons à remercier Sylvie Blasco, David Margolis, Véronique Rémy, Sébastien Roux, Serge Zilberman ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires. Nous avons reçu le soutien financier de la Dares dans le cadre du projet de recherche « Évaluation des baisses de cotisations sociales sur les bas salaires dans le cadre du dispositif Fillon 2003 ».

La loi du 17 janvier 2003 relative aux salaires, au temps de travail et au développement de l'emploi instaure, à compter du 1^{er} juillet 2003, un dispositif qui a abouti le 1^{er} juillet 2005 à une rémunération minimale unique et à un dispositif unifié de réduction de cotisations patronales (1). Ce dispositif remplace celui mis en place par la loi « Aubry II » du 19 janvier 2000 qui avait créé, entre autre, la Garantie Mensuelle de Rémunération (GMR) permettant de maintenir inchangé le niveau de rémunération des salariés payés au Smic lors de la mise en place des 35 heures. Le niveau de la GMR dépendant du niveau du Smic à la date à laquelle l'établissement passe aux 35 heures, les revalorisations successives du Smic de 1999 à 2002 entraînent la coexistence, à partir du 1^{er} juillet 2002, de sept niveaux de salaires mensuels minimaux : les cinq niveaux de GMR créés, le Smic « 35 heures » sans GMR pour les salariés nouvellement embauchés et le Smic « 39 heures ».

La loi du 17 janvier 2003 organisa donc la convergence progressive des Smic horaires et des GMR vers le niveau de la GMR la plus élevée, lui-même indexé sur l'évolution des prix. Son application conduisit, jusqu'au 1^{er} juillet 2005, à des revalorisations moyennes du Smic horaire réel de 3,7 % par an et à la suppression progressive des garanties mensuelles de rémunération.

Parallèlement, cette loi modifia le dispositif d'allègement de cotisations patronales sur les bas salaires. Il s'agissait de compenser la hausse du coût du travail due au mouvement de convergence et d'aboutir en juillet 2005 à un dispositif uniformisé pour toutes les entreprises quelle que soit leur durée collective de travail. D'ici là, le dispositif prévoyait une phase transitoire, de juillet 2003 à juillet 2005, durant laquelle les allègements de charge diffèrent selon que l'entreprise est signataire ou non d'un accord « 35 h » au 1^{er} juillet 2003. En effet, durant la phase transitoire, le Smic horaire va augmenter beaucoup plus fortement que n'importe laquelle des GMR. Le dispositif de réduction de cotisations patronales se devait donc d'accorder des compensations plus importantes aux entreprises encore à 39 h qu'à celles déjà passées à 35 h.

Cependant, si le dispositif de réduction de cotisations était prévu pour compenser l'augmentation de la rémunération des travailleurs en place, les entreprises signataires d'un accord « 35 h » pouvaient rémunérer les travailleurs à bas salaire nouvellement embauchés à un niveau différent

de celui de la GMR en vigueur. La législation prévoyait, en effet, que les travailleurs embauchés par une entreprise signataire après la signature de l'accord RTT ne se trouvaient pas dans une situation identique à celle des salariés présents dans l'entreprise à la date de l'accord (Liaisons Sociales, 2005a). Cette disposition permettait ainsi à l'entreprise signataire de recruter, après l'accord, des travailleurs à un coût inférieur à celui de ceux embauchés avant l'accord. Elle permettait en tout cas aux entreprises signataires et non signataires d'embaucher les travailleurs à bas salaire à un niveau de salaire comparable. Dès lors, si les entreprises signataires et non signataires embauchaient durant la phase transitoire des travailleurs à bas salaire au Smic ou à un niveau légèrement supérieur, le dispositif de réduction de cotisations était tel qu'il favorisait les entreprises non signataires par rapport aux entreprises signataires.

On peut alors s'interroger sur la capacité de ce dispositif à développer l'emploi, et ce aussi bien dans les entreprises signataires que non signataires d'un accord RTT en juillet 2003. La loi de 2003 aspirait, en effet, à réaliser un juste équilibre entre les contributions des salariés, des entreprises et des pouvoirs publics afin de sortir rapidement du cadre ayant conduit à la coexistence de multiples garanties de rémunération, tout en stimulant l'emploi.

Le lien entre coût du travail et niveau d'emploi a fait l'objet d'une très large littérature en économie du travail. Les résultats indiquent généralement une relation décroissante entre ces deux variables (2). Dans le cas français, on pourra par exemple consulter Abowd *et al.* (2000) et Crépon et Kramarz (2002). Plus spécifiquement, le dispositif instauré en 2003 a également été évalué par Bunel *et al.* (2009), ainsi que par Cahuc *et al.* (2009). Ces deux études, bien que méthodologiquement très différentes, concluent toutes les deux que les variations du coût du travail induites par le processus d'harmonisation des salaires minimaux ont eu un impact significatif et négatif sur le niveau d'emploi des entreprises.

Cet article s'intéresse quant à lui à l'évolution des opportunités d'emploi pour les chômeurs sur la période 2002-2007, au regard de l'évolution du coût d'embauche des travailleurs à bas salaires dans les entreprises signataires et non signataires. Les réductions de cotisations proposées

1. Voir Chauvin et Heyer (2001) ainsi que Lhommeau et Rémy (2007).

2. Une exception notable est Card et Krueger (1995).

ont-elles permis de réellement compenser les augmentations de rémunération des nouveaux embauchés pour les entreprises non signataires comme pour les entreprises signataires ? Cela a-t-il permis de stimuler l'emploi dans les deux types d'entreprises ? Pour tenter de répondre à ces questions, nous observons l'évolution du coût réel d'embauche des travailleurs à bas salaires dans les entreprises signataires et non signataires, ainsi que l'évolution du taux de sortie du chômage sur la période de montée en charge du dispositif, selon que le chômeur trouve un emploi dans une entreprise signataire ou non (3).

À partir des données provenant d'un appariement entre l'enquête *Emploi en continu* de l'Insee (du premier trimestre 2002 au premier trimestre 2007) et les données Cerfa recensant les entreprises ayant signé un accord de réduction du temps de travail, nous montrons que la sortie du chômage s'est ralentie à la suite de l'harmonisation des salaires minimaux. Ce ralentissement est cependant principalement dû à un ralentissement des sorties vers les entreprises signataires d'accords de réduction du temps de travail au premier juillet 2003. Ce résultat est cohérent avec le fait que le coût d'embauche de nouveaux salariés s'est accru plus fortement pour les entreprises signataires que pour les non signataires. En d'autres termes, les baisses de charges associées à la réforme de 2003 ont été insuffisantes dans le cas des entreprises signataires d'accords de RTT, mais ont permis de compenser la hausse du coût du travail chez les non signataires.

Convergence des rémunérations minimales...

Le dispositif instauré en 2003 assure la convergence graduelle, entre le 1^{er} juillet 2003 et le

1^{er} juillet 2005, des niveaux mensuels du Smic et des différentes garanties mensuelles de rémunération vers la garantie créée au 1^{er} juillet 2002 (à savoir la GMR5) dont le niveau sera réévalué chaque année en fonction de l'évolution des prix à la consommation (cf. tableau 1). Ce scénario, consistant à aboutir à une rémunération minimale garantie unique au 1^{er} juillet 2005, était censé préserver le pouvoir d'achat des bas salaires. En fait, il l'augmenta de manière significative dans la très grande majorité des cas. Ainsi, le Smic horaire progressa en termes réels de 10,8 % en trois ans, les hausses intervenant au 1^{er} juillet 2003, 2004 et 2005. En revanche, les Garanties Mensuelles de Rémunération évoluèrent beaucoup moins, la GMR2 n'augmentant, en termes réels, que de 3 %.

La hausse annuelle des GMR ayant été plus faible que la hausse annuelle du Smic horaire sur les trois années de montée en charge du dispositif (cf. tableau 2), la compensation en termes de réduction de cotisations patronales a donc été plus faible pour les entreprises passées aux 35 h avant le 1^{er} juillet 2003 (et donc soumises aux GMR) que pour les entreprises encore aux 39 h au 1^{er} juillet 2003.

Pour les entreprises restées à 39 heures au 30 juin 2003, l'allègement sur les bas salaires créé en septembre 1995 (appelé ristourne « Juppé ») convergera progressivement, au rythme de la convergence des salaires, vers le barème dit « Fillon ». Le dispositif transitoire prévoit une réduction maximale de 20,8 % au niveau du Smic avec une dégressivité jusqu'à

3. À notre connaissance, seuls Partridge et Partridge (1999) ont étudié l'impact des variations du coût du travail sur le devenir des chômeurs. Ces auteurs trouvent qu'une hausse du coût du travail au niveau du salaire minimum accroît le taux de chômage de longue durée.

Tableau 1
Niveau brut de la rémunération horaire minimale

Date de passage aux 35h	Code	En euros courants			
		Au 01/07/2002	Au 01/07/2003	Au 01/07/2004	Au 01/07/2005
Entre 01/07/1998 et 30/06/1999	GMR1	7,26	7,49	7,69	8,03
Entre 01/07/1999 et 30/06/2000	GMR2	7,35	7,55	7,80	8,03
Entre 01/07/2000 et 30/06/2001	GMR3	7,47	7,64	7,85	8,03
Entre 01/07/2001 et 30/06/2002	GMR4	7,56	7,7	7,88	8,03
Après le 01/07/2002	GMR5	7,61	7,73	7,89	8,03
Pas de 35h	SMIC 169	6,83	7,19	7,61	8,03
Embauche après la RTT	SMIC 151,7	6,83	7,19	7,61	8,03

Lecture : au premier juillet 2002, le taux horaire brut de rémunération minimale était de 7,36 euros pour les entreprises ayant signé un accord de réduction du temps de travail entre le 1^{er} juillet 1998 et le 30 juin 1999.
Source : auteurs.

1,5 Smic pour un an à compter du 1^{er} juillet 2003, puis de 23,4 % jusqu'à 1,6 Smic du 1^{er} juillet 2004 au 1^{er} juillet 2005 et enfin de 26 % jusqu'à 1,6 Smic à compter du 1^{er} juillet 2005.

Pour les entreprises passées à 35 heures, le dispositif « Fillon » a remplacé le 1^{er} juillet 2003 le dispositif « Aubry II ». L'allègement est alors maximum et égal à 26 % du salaire brut au niveau du salaire minimum ; il s'annule pour tout salaire supérieur ou égal à 1,7 fois la GMR2, puis dans la limite d'1,6 fois le Smic à partir du 1^{er} juillet 2005. Ce dispositif remplace progressivement les différents barèmes de réduction de cotisations qui coexistaient préalablement. Il se cumule avec l'allègement « de Robien » jusqu'au 30 juin 2005 pour les entreprises qui bénéficiaient de cet allègement. Il se cumule avec l'allègement « Aubry I » jusqu'au 30 mars 2004 moyennant le renoncement à une aide forfaitaire. Il remplace à compter du 1^{er} juillet 2003 l'allègement « Aubry II » (pour en savoir plus sur ces différents dispositifs, cf. annexe 1).

... mais une évolution différenciée des coûts du travail

Pour anticiper l'évolution des flux d'emploi vers les entreprises, selon qu'elles sont ou non signataires d'un accord 35 h avant le 30 juin 2003, il convient de mesurer et de comparer l'évolution du coût horaire réel à l'embauche dans ces deux types d'entreprises. L'évolution du coût réel d'embauche d'une personne à bas

salaire dépend de l'évolution de la rémunération minimale, de l'évolution du taux de cotisations patronales (cf. tableau en annexe 1) et enfin de l'évolution du dispositif de réduction de cotisations prévalant pour les bas salaires.

Concernant l'évolution des salaires minimaux, il convient de rappeler que les entreprises signataires d'un accord de réduction du temps de travail pouvaient, après la signature de l'accord RTT, embaucher de nouveaux travailleurs à bas salaire à un niveau différent de la GMR prévalant pour les travailleurs en place. La Cour de cassation dans un arrêt du 1^{er} décembre 2005 précisait en effet que : « un salarié, engagé postérieurement à la mise en œuvre d'un accord collectif de réduction du temps de travail, ne se trouve pas dans une situation identique à celle des salariés présents dans l'entreprise à la date de la conclusion dudit accord et ayant subi une diminution de leur salaire de base consécutive à la réduction de la durée du travail, diminution que l'attribution de l'indemnité différentielle a pour objet de compenser ».

Trois cas de figure sont donc pris en compte concernant l'embauche des travailleurs à bas salaires dans les entreprises à 35 h : soit l'embauche se faisait à la GMR en vigueur dans l'entreprise ce qui permettait aux réductions de cotisations autorisées de compenser l'augmentation constatée de GMR sur la période considérée ; soit l'embauche se faisait au niveau du Smic et l'entreprise signataire bénéficiait alors d'un coût d'embauche bien inférieur au coût d'embauche

Tableau 2
Dispositif « Fillon » d'allègement des cotisations patronales

Entreprise bénéficiaire de l'allègement 35 heures avant le 30/06/2003	Entreprise non bénéficiaire de l'allègement 35 heures avant le 30/06/2003
<p>Du 01/07/2003 au 30/06/2005 Réduction maximale : 26 % du salaire brut horaire dans la limite de 1,7 GMR2 horaire Calcul de la réduction :</p> $\text{taux} = \frac{0,26}{0,7} \left(\frac{1,7 * \text{GMR2 horaire} * \text{nb d'heures travaillées}}{\text{rémunération mensuelle brute}} - 1 \right)$	<p>Du 01/07/2003 au 30/06/2004 Réduction maximale : 20,8 % du salaire brut horaire dans la limite de 1,5 Smic horaire Calcul de la réduction :</p> $\text{taux} = \frac{0,208}{0,5} \left(\frac{1,5 * \text{Smic brut horaire} * \text{nb d'heures travaillées}}{\text{rémunération mensuelle brute}} - 1 \right)$
	<p>Du 01/07/2004 au 30/06/2005 Réduction maximale : 23,4 % du salaire brut horaire dans la limite de 1,6 Smic horaire Calcul de la réduction :</p> $\text{taux} = \frac{0,234}{0,6} \left(\frac{1,6 * \text{Smic brut horaire} * \text{nb d'heures travaillées}}{\text{rémunération mensuelle brute}} - 1 \right)$
<p>À partir du 01/07/2005 Réduction maximale : 26 % du salaire brut horaire dans la limite de 1,6 Smic horaire Calcul de la réduction :</p> $\text{taux} = \frac{0,26}{0,6} \left(\frac{1,6 * \text{Smic brut horaire} * \text{nb d'heures travaillées}}{\text{rémunération mensuelle brute}} - 1 \right)$	

Source : auteurs

à la GMR, même si l'augmentation fut plus marquée sur la période. Soit enfin, l'embauche se faisait à un niveau légèrement supérieur au Smic, niveau correspondant, par exemple, au salaire du marché en vigueur à cette période pour les travailleurs à bas salaires.

Le coût horaire d'embauche d'un travailleur au salaire minimum évolue différemment sur la période 2000-2007 selon que le travailleur est embauché par une entreprise restée aux 39 h au moment de la mise en place du dispositif évalué ici ou par une entreprise à 35 h bénéficiant de l'allègement « Aubry II » (cf. graphique I). Dans la première configuration, le coût dépend du niveau du Smic ainsi que du dispositif de réductions de charge en vigueur. Jusqu'en 2003, l'entreprise bénéficie alors de la ristourne « Juppé ». L'allègement s'élève alors à 18,2 % du Smic. À partir de 2003, le dispositif « Fillon » se substitue à la ristourne « Juppé » et l'allègement passe progressivement de 20,8 % du Smic à 26 %. Dans la seconde configuration, le salarié peut être rémunéré soit au Smic « 35 h » soit à la GMR en vigueur pour les salariés en place. En revanche, quelle que soit la rémunération, le dispositif de réduction de cotisations patronales est unique. Jusqu'en 2003, l'entreprise bénéficie de l'allègement « Aubry II ». À partir de 2003, le dispositif « Fillon » se substitue à l'allège-

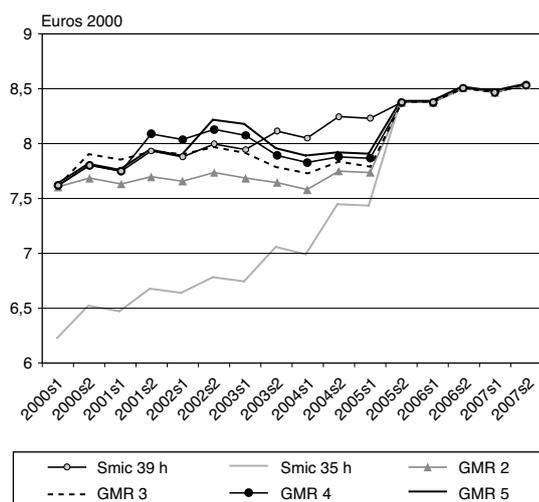
ment « Aubry II » et l'allègement est alors égal à 26 % du salaire brut.

Il s'avère, d'une part, que, sur la période 2000-2005, le coût d'embauche au Smic « 35 h » était beaucoup plus faible que le coût d'embauche à la GMR en vigueur (quel que soit le niveau de la GMR). L'écart constaté est environ d'un euro de l'heure et a d'ailleurs pu inciter les entreprises à « 35 h » à embaucher les travailleurs plutôt au Smic qu'à la GMR. Cependant, l'augmentation du coût réel d'embauche a été beaucoup plus forte sur la même période dans le cas d'une embauche au Smic « 35 h » que n'importe dans quel autre cas. La théorie microéconomique traditionnelle reliant négativement la demande de travail à son coût marginal, on peut craindre que la forte augmentation du coût d'embauche d'un travailleur au Smic dans une entreprise « Aubry II » n'ait découragé l'embauche de tels travailleurs dans ce type d'entreprise. L'augmentation ayant été particulièrement forte à partir de l'année 2004, il convient de vérifier si l'embauche de travailleurs à bas salaires dans les entreprises « 35 h » s'est ralentie à partir de cette date par rapport à la période précédente où l'évolution du coût d'embauche d'un travailleur au Smic « 35 h » est assez similaire à celle des autres.

Par ailleurs, l'évolution du coût horaire d'embauche d'un travailleur à la GMR dans une entreprise bénéficiant de l'allègement « Aubry II » et l'évolution du coût horaire d'embauche d'un travailleur au Smic dans une entreprise restée aux 39 h sont assez comparables sur la période 2000-2007. Il ne devrait donc pas y avoir de différences d'accès à l'emploi des travailleurs à bas salaire dans ces deux types d'entreprises au cours de la période si les entreprises à 35 h rémunèrent ces travailleurs à la GMR en vigueur. En revanche, si elles les rémunèrent au Smic, l'accès à l'emploi des travailleurs à bas salaires dans ces entreprises devrait ralentir au cours de la période 2004-2005, période pendant laquelle le coût d'embauche au Smic a fortement augmenté.

Le coût horaire d'embauche d'un travailleur au Smic évolue différemment selon les dispositifs de réduction de cotisations dont bénéficient les entreprises en fonction de leur date de passage aux 35 h (cf. graphique II). Le premier cas retrace l'évolution du coût horaire d'embauche d'un travailleur au Smic dans une entreprise restée aux 39 h au 1^{er} juillet 2003. Le second cas présente cette évolution dans une entreprise bénéficiant de l'allègement « de Robien » et ayant pu, à ce

Graphique I
Coût horaire réel d'embauche au niveau du Smic ou de la GMR en vigueur



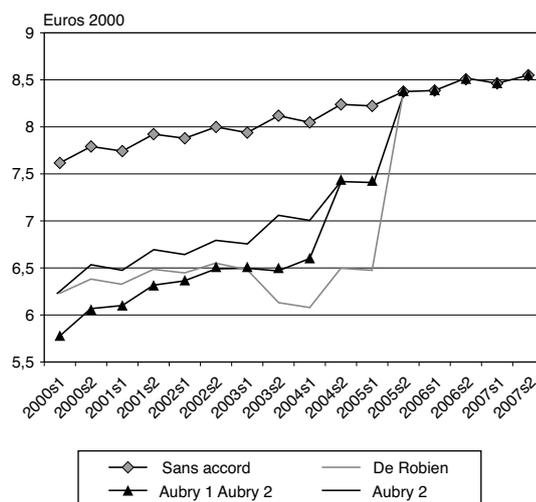
Lecture : au premier semestre 2001, le coût horaire réel d'une embauche au niveau de la rémunération minimale en vigueur était d'environ 7,6 euros pour les entreprises rémunérant au GMR2. Champ : nouvelles embauches au niveau de la rémunération minimale, 2001-2007.

Source : calculs des auteurs, en supposant un temps plein de 39 h pour toutes les entreprises sans accord et un temps plein de 35 h à partir de l'accord pour les autres entreprises.

titre, cumuler cet allègement avec la ristourne « Juppé » puis l'allègement « Fillon » jusqu'en 2005. Le troisième cas retrace l'évolution du coût horaire d'embauche d'un travailleur au Smic dans une entreprise bénéficiant de l'allègement « Aubry I » et ayant pu, à ce titre, cumuler avec l'allègement « Aubry II », moyennant le renoncement à l'aide pérenne, puis avec l'allègement « Fillon » jusqu'en 2004, date à laquelle celui-ci se substitue à l'ensemble des autres dispositifs. Enfin, le dernier cas montre l'évolution du coût horaire d'embauche d'un travailleur au Smic dans une entreprise bénéficiant de l'allègement « Aubry II ». Dans ce dernier cas, le dispositif « Fillon » se substitue entièrement à l'allègement « Aubry II » dès le 1^{er} juillet 2003.

On constate là encore que si le coût d'embauche au Smic était plus faible pour les entreprises passées à 35 h que pour les entreprises restées à 39 h jusqu'en juillet 2005, les évolutions des différents coûts ont été assez comparables jusqu'en 2003, puis beaucoup plus marquées pour les entreprises passées aux 35 h avant le 1^{er} juillet 2003 pendant les années 2004 et 2005. Ainsi, même si le coût d'embauche d'un travailleur au Smic était plus faible pour les entreprises « 35 h » que pour les entreprises « 39 h » au cours de la période 2004-2005, le coût marginal était nettement plus fort.

Graphique II
Coût horaire réel d'embauche au niveau du Smic



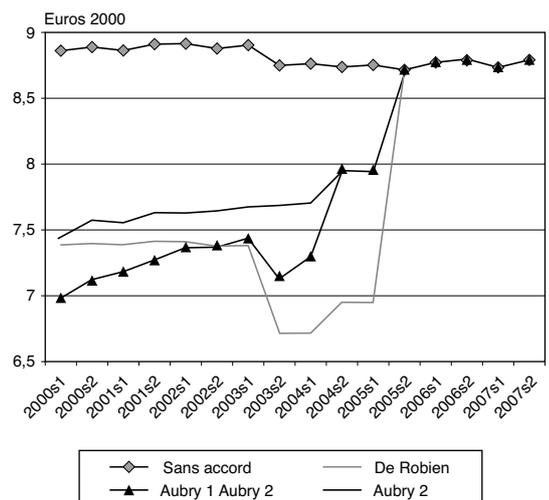
Lecture : au premier semestre 2001, le coût horaire réel d'une embauche au niveau du Smic était d'environ 5,75 euros pour les entreprises bénéficiant des allègements « Aubry 1 ».

Champ : nouvelles embauches au niveau de la rémunération minimale, 2001-2007.

Source : calculs des auteurs, en supposant un temps plein de 39 h pour toutes les entreprises sans accord et un temps plein de 39 h puis de 35 h à partir de l'accord pour les autres entreprises.

Sous l'hypothèse d'une diffusion linéaire de l'augmentation du Smic aux niveaux de salaires supérieurs jusqu'à 1,4 Smic, on compare cette fois l'évolution moyenne du coût horaire d'embauche de travailleurs rémunérés entre 1 et 1,2 Smic (cf. graphique III). Les conditions de cumul des différents allègements sont les mêmes que ceux cités dans le paragraphe précédent. On observe, comme précédemment, que le coût moyen d'embauche à un salaire compris entre 1 et 1,2 Smic est sensiblement plus faible pour les entreprises à « 35 h » que pour les entreprises à « 39 h » jusqu'en juillet 2005, du fait des dispositifs d'allègements de cotisations initiés par le passage aux 35 h. Cependant, parce que ces dispositifs particulièrement avantageux disparaissent progressivement au profit du dispositif « Fillon », l'évolution du coût moyen d'embauche à un salaire compris entre 1 et 1,2 Smic a été beaucoup plus forte pour les entreprises « 35 h » que pour les entreprises « 39 h », particulièrement à partir de 2004 alors que les possibilités de cumul des dispositifs se raréfient. Le coût moyen d'embauche à un salaire compris entre 1 et 1,2 Smic est stable sur la période 2000-2007 pour les entreprises à 39 h puisqu'il agrège les coûts d'embauche allant du Smic (en hausse sur la période, cf. Graphique I) à 1,2 Smic (en baisse sur la période).

Graphique III
Coût horaire réel moyen d'embauche entre 1 et 1,2 Smic, en supposant une diffusion linéaire jusqu'à 1,4 Smic



Lecture : au premier semestre 2001, le coût horaire réel moyen d'une embauche entre 1 et 1,2 Smic était d'environ 7 euros pour les entreprises bénéficiant des allègements « Aubry 1 ».

Champ : nouvelles embauches au niveau de la rémunération minimale, 2001-2007.

Source : calculs des auteurs, en supposant un temps plein de 39 h pour toutes les entreprises sans accord et un temps plein de 39 h puis de 35 h à partir de l'accord pour les autres entreprises.

Il ressort de ces constats que le coût d'embauche d'un travailleur au Smic, ou à un niveau légèrement supérieur, a particulièrement augmenté pour les entreprises à 35 h au cours de la période 2004-2005. Ceci s'explique par le fait que les dispositifs d'allègement de cotisations initiés par le passage aux 35 h et particulièrement avantageux ont disparu progressivement au profit du dispositif introduit en 2003, lequel compensait pour les entreprises passées aux 35 h l'augmentation du coût du travail consécutive à l'augmentation de la GMR en vigueur et non l'augmentation du Smic. Ainsi, si les entreprises « 35 h » rémunéraient les nouveaux embauchés à un niveau égal ou supérieur au Smic, intégrant une partie de l'augmentation de celui-ci sur la période, leur coût d'embauche enregistrait une augmentation beaucoup plus forte que celui des autres entreprises. Dans les cas de rémunération du nouvel embauché à la GMR en vigueur, l'évolution du coût d'embauche a été comparable pour les entreprises à 35 h et celles à 39 h et de plus faible ampleur que l'évolution du coût d'embauche au Smic.

Nous observons *infra* l'évolution de la durée moyenne de chômage sur la période 2002-2007, selon que le chômeur transite vers un emploi dans une entreprise signataire ou dans une entreprise non signataire. Cela permet de constater comment les opportunités d'emploi pour les chômeurs ont évolué au cours de la montée en charge du dispositif « Fillon » et comment ces opportunités ont évolué différemment dans les entreprises signataires et non signataires.

Un appariement de données d'enquêtes et de données administratives

Les données mobilisées pour cette étude proviennent d'un appariement entre celles collectées par l'enquête *Emploi en continu* de l'Insee (du premier trimestre 2002 au premier trimestre 2007, soit 21 vagues) et celles des fichiers Cerfa 11499*03 (dites données « Dares-Urssaf ») recensant les entreprises ayant signé un accord de réduction du temps de travail. L'appariement a été fait sur la base des identifiants SIRET (4). Les données Cerfa fournissent la date de signature des accords de réduction du temps de travail, et permettent donc de distinguer celles qui ont signé cet accord avant le 1^{er} juillet 2003 (entreprises dites signataires) des autres.

Dans chaque vague de l'enquête *Emploi*, nous retenons tous les individus ayant déclaré être au chômage au moins une fois durant la période

couverte. Les durées de chômage de ces personnes sont ensuite calculées à partir des informations relatives à leur situation vis-à-vis de l'emploi aux dates d'interrogation ainsi que des informations rétrospectives concernant l'ancienneté de chômage à chaque date (5). Le type de sortie du chômage vers l'emploi pour un individu est ensuite déterminé par le fait que l'entreprise qui l'emploie soit enregistrée ou non dans les fichiers Cerfa à la date d'interrogation suivant la sortie du chômage. En cas d'enregistrement, il s'agit d'une sortie vers une entreprise signataire ; et d'une entreprise non signataire dans le cas contraire (6). Si l'épisode de chômage se termine autrement que par un retour à l'emploi (par exemple par l'inactivité), on traite l'épisode comme étant censuré.

Après avoir éliminé les observations comportant des valeurs manquantes, et censuré les épisodes de chômage à 36 mois (7), notre base de données finale comprend 17 706 épisodes de chômage, dont 6 932 (39,15 %) se terminent par une sortie vers l'emploi. Parmi ces 6 932 sorties, 3 224 (46,52 %) sont des transitions vers des entreprises signataires (sorties de type 1), et 3 708 (53,48 %) sont des transitions vers des entreprises non signataires au 1^{er} juillet 2003 (sorties de type 2) (cf. tableau 3).

Le but de cette étude est d'estimer l'impact de l'évolution du coût du travail sur l'emploi, sachant que cette évolution fut différente selon que l'entreprise était signataire ou pas. Il convient de tenir compte en premier lieu de l'évolution naturelle de la démographie des entreprises signataires et non signataires. En effet, l'évolution « naturelle » de la démographie des entreprises va venir modifier les pro-

4. Nous tenons à remercier Sébastien Roux de nous avoir fourni les données nécessaires à cet appariement.

5. Nous suivons chaque individu pendant au maximum 18 mois. Les questions rétrospectives de l'enquête *Emploi* nous permettent néanmoins d'observer des épisodes de chômage plus longs que ces 18 mois.

6. Sur un total initial de 21 816 épisodes, 1 068 (soit 4,89 %) présentaient des incohérences (comme par exemple des déclarations de dates d'entrée et de sorties du chômage conduisant à une durée de chômage négative). Un certain nombre d'individus (3 042, soit 13,94 %) n'avaient pas de code SIRET renseigné dans l'enquête *Emploi*. Nous avons supprimé ces derniers de notre analyse car il était impossible de déterminer vers quels types d'entreprise ils transitaient. Au total, 18,83 % de l'échantillon initial a dû être supprimé de l'analyse. L'annexe 3 présente le tableau de statistiques descriptives sur l'échantillon comprenant les épisodes de chômage pour lesquels les SIRET ne sont pas renseignés, et le tableau 3 présente ces mêmes statistiques sur l'échantillon d'estimation. La distribution des caractéristiques observées des deux échantillons est très similaire, ce qui nous indique que le biais dû à cette sélection est sans doute très faible.

7. Les informations sur les durées de chômage supérieures à 36 mois sont généralement assez imprécises, c'est pourquoi nous suivons la littérature et censurons les épisodes dont la durée est supérieure à 36 mois.

portions de chaque type d'entreprise à chaque date. Parmi les entreprises cessant leur activité après le premier juillet 2003, un certain nombre seront nécessairement des entreprises signataires. En revanche, par définition, aucune entreprise créée après le premier juillet 2003 ne peut être signataire d'accords antérieurs à sa création. Dès lors, la proportion d'entreprises signataires d'accords de RTT avant le 01/07/2003 va nécessairement diminuer avec le temps. En conséquence, les individus à la recherche d'un emploi auront de moins en moins d'opportunités de transiter vers des entreprises signataires. Cet effet démographique, s'il n'est pas pris en compte, risque de venir biaiser nos estimations de l'effet de la réforme de 2003 et de conduire à des conclusions erronées.

Afin de contrôler cet effet démographique, nous avons construit un indicateur de la proportion des emplois dans des entreprises signataires au sein de l'emploi total. Nous avons pour cela utilisé les données des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) de l'Insee ainsi que le registre de l'Urssaf indiquant la présence d'allègement de cotisations patronales,

par type d'allègement. Les données des DADS ont permis de calculer, pour chaque entreprise répertoriée et pour chaque date, l'équivalent temps-plein annuel de l'emploi total dans cette entreprise (8). Les données de l'Urssaf, quant à elles, ont permis de calculer à chaque trimestre la proportion des entreprises en activité qui bénéficiaient d'allègements de cotisations correspondant à une signature d'accords de RTT avant le 1^{er} juillet 2003. En appariant ces deux sources d'information, nous avons pu calculer, pour chaque trimestre et au sein de chaque département (9), la proportion de l'emploi total dans les entreprises signataires. Cette variable sera utilisée comme *proxy* pour capturer la variation des opportunités d'emploi dans les différents types d'entreprises qui serait due uniquement à la démographie des entreprises, et non aux variations du coût du travail.

8. Nous tenons à remercier David Margolis d'avoir effectué une grande partie de ce travail.

9. Nous avons calculé cette variable au niveau local afin d'éviter une trop grande colinéarité avec notre variable d'intérêt, c'est-à-dire les différentes périodes de la réforme « Fillon ».

Tableau 3
Statistiques descriptives sur l'échantillon d'estimation

	Tous les épisodes		Épisodes censurés		Sorties vers des entreprises signataires		Sorties vers des entreprises non signataires	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Durée	11,26	8,22	13,07	8,74	8,19	5,95	8,65	6,76
% d'emploi (1)	61,3	10,40	61,3	10,10	61,50	10,50	60,8	11,00
Âge	33,83	10,07	34,88	10,26	31,25	9,44	33,02	9,56
Taux de chômage local	9,86	2,14	9,93	2,14	9,64	2,12	9,85	2,17
Sans diplôme	0,08	0,28	0,10	0,30	0,05	0,22	0,06	0,23
CAP ou BEP	0,41	0,49	0,43	0,49	0,40	0,50	0,39	0,49
Seconde ou 1 ^{ère}	0,04	0,20	0,04	0,20	0,04	0,20	0,05	0,21
Baccalauréat	0,16	0,37	0,15	0,36	0,18	0,38	0,16	0,37
BTS	0,11	0,31	0,09	0,28	0,15	0,35	0,13	0,34
DEUG	0,04	0,19	0,04	0,19	0,04	0,19	0,04	0,21
> DEUG	0,12	0,32	0,11	0,31	0,12	0,32	0,13	0,34
Assurance chômage	0,49	0,50	0,53	0,50	0,44	0,50	0,44	0,50
Femme	0,53	0,50	0,55	0,50	0,49	0,50	0,53	0,50
A un conjoint	0,53	0,50	0,52	0,50	0,50	0,50	0,56	0,50
Français	0,90	0,29	0,89	0,32	0,93	0,25	0,93	0,26
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0,12	0,34	0,12	0,34	0,11	0,33	0,12	0,35
Nombre d'enfants entre 3 et 6 ans	0,15	0,40	0,16	0,41	0,14	0,37	0,16	0,40
Nombre d'enfants entre 6 et 18 ans	0,58	0,91	0,60	0,94	0,53	0,86	0,55	0,86
Nombre d'enfants de plus de 18 ans	0,52	0,88	0,52	0,91	0,57	0,86	0,46	0,79
Recherche un CDI exclusivement	0,31	0,46	0,31	0,46	0,31	0,46	0,29	0,45
Recherche un CDD exclusivement	0,03	0,16	0,02	0,15	0,03	0,17	0,03	0,17
Nombre de chômeurs dans le ménage	1,11	0,50	1,09	0,56	1,14	0,41	1,12	0,40
Logement en zone urbaine sensible	0,13	0,34	0,16	0,36	0,11	0,32	0,09	0,29
Nombre d'observations	17 706		10 774		3 224		3 708	

1. La variable « % d'emploi » correspond au pourcentage de l'emploi dans les entreprises signataires.

Lecture : dans le cas où les variables varient avec le temps, les statistiques descriptives présentées dans le tableau correspondent aux valeurs observées au premier mois des épisodes de chômage.

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.

Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

Une approche par les modèles de durées

L'analyse statistique de l'impact de la réforme de 2003 sur les transitions du chômage vers l'emploi se place naturellement dans le cadre des modèles de durée. De plus, cette réforme

ayant impacté différemment les entreprises en fonction de leur date de signature d'accords de RTT, il convient de distinguer les transitions vers ces deux types d'entreprises. Les modèles de durée à risques concurrents sont le cadre le plus approprié pour ce faire (cf. encadré).

Encadré

UN MODÈLE DE DURÉE À RISQUES CONCURRENTS DÉPENDANTS

Les modèles à risques concurrents permettent de modéliser des durées multiples commençant au même instant pour un individu donné. Pour chaque individu, on observe la durée jusqu'à la première sortie (ou jusqu'à la censure, c'est-à-dire une sortie autre que l'emploi ou bien la fin de la période d'observation), ainsi que le type de sortie. Le terme de « risques concurrents » vient du fait qu'on considère que chaque individu fait face à différents « risques » de quitter l'état initial, chaque risque correspondant à une sortie de type i . L'économètre n'observe que la plus courte de ces durées latentes $Y = \min_i T_i$, ainsi que le type de sortie $Z = \arg \min_i T_i$.

Sous l'hypothèse que les processus menant aux différents types de sorties sont indépendants conditionnellement aux variables observées, il est possible d'estimer un modèle séparément pour chaque type de sortie. Cette hypothèse est néanmoins peu réaliste car, même conditionnellement aux variables explicatives observées, il est probable que des facteurs inobservés rendent les divers processus dépendants. Dans notre application, l'hypothèse que, conditionnellement aux variables explicatives observées, le processus de sortie du chômage vers une entreprise signataire est indépendant du processus de sortie du chômage vers une entreprise non signataire paraît particulièrement irréaliste (il s'agit en effet dans les deux cas de sorties vers l'emploi).

On choisit de modéliser chaque durée latente par un modèle à hasard proportionnel mélangé (*Mixed Proportional Hazard Model*, ou *MPH model*) incluant un paramètre d'hétérogénéité inobservée. La fonction de hasard représente la probabilité « instantanée » de sortie de l'état initial. Formellement, elle se définit par :

$$\theta(t) = \lim_{\Delta t \downarrow 0} \frac{\Pr(T \in [t, t + \Delta t] | T \geq t)}{\Delta t}$$

Dans ce type de modélisation, on considère que la fonction de hasard au temps t , conditionnelle aux caractéristiques observées X et inobservées δ de l'individu, $\theta(t | X, \delta)$, s'écrit comme une fonction de hasard « de base » $\theta_0(t)$ multipliée par une fonction positive des caractéristiques observées et inobservées de l'individu $\phi(X, \delta)$:

$$\theta(t | X, \delta) = \theta_0(t) \phi(X, \delta)$$

On définit la fonction de survie en t , $S(t)$, comme la probabilité que la durée soit supérieure ou égale à t : $S(t) = \Pr(T \geq t)$. Les fonctions de survie et de hasard

sont reliés de la façon suivante : $S(t) = \exp\left(-\int_0^t \theta(\tau) d\tau\right)$.

La dépendance entre les deux processus est alors prise en compte en spécifiant une distribution jointe entre les termes inobservés δ propres à chaque processus étudié.

Dans notre application, nous considérons des durées de chômage pouvant prendre fin soit par une sortie vers une entreprise signataire, soit vers une entreprise non signataire. On indicera par S et NS les éléments du modèle se référant au premier et au second cas, respectivement. En notant c_S et c_{NS} des variables indicatrices valant 1 si l'individu sort vers une entreprise de type S (resp. NS) au 1^{er} juillet 2003, et zéro sinon, la vraisemblance d'une observation, conditionnelle aux caractéristiques inobservées s'écrit comme le produit des vraisemblances conditionnelles de chacune des durées (les variables aléatoires représentant chaque durée sont en effet indépendantes, conditionnellement aux caractéristiques observées et inobservées des individus, qui expliquent toutes les différences entre les densités des deux processus de durée.) :

$$l_i(t_i, Z_i | X, \delta_S, \delta_{NS}) = \theta_S(t_i | X, \delta_S)^{c_{Si}} S_S(t_i | X, \delta_S) \theta_{NS}(t_i | X, \delta_{NS})^{c_{NSi}} S_{NS}(t_i | X, \delta_{NS})$$

où δ_S et δ_{NS} représentent les caractéristiques inobservées influant sur la sortie vers les entreprises signataires et non signataires.

Écriture de la vraisemblance finale

Comme les caractéristiques δ_S et δ_{NS} sont, par définition, inobservées, il nous faut intégrer la vraisemblance conditionnelle aux caractéristiques inobservées par rapport à leur distribution jointe pour obtenir une vraisemblance qui ne leur soit plus conditionnelle. D'autre part, les données mobilisées dans cette étude sont issues d'un échantillonnage en stock, méthode qui sur-représente les épisodes les plus longs. Il convient donc d'appliquer une correction afin d'obtenir des estimateurs sans biais. On notera t_{ei} la durée écoulée entre le début de l'épisode et la date d'échantillonnage de l'individu i ; et $S(t_{ei} | X, \delta)$, $l = S, NS$ la fonction de survie conditionnelle évaluées à t_{ei} .

→

Nous estimons l'effet de chacune des trois étapes de la réforme à l'aide de variables indicatrices pour chacune d'entre elles (du 1^{er} juillet 2003 au 30 juin 2004 ; du 1^{er} juillet 2004 au 30 juin 2005 ; et après le 1^{er} juillet 2005). La période de référence correspond donc à la période précédant l'introduction de la réforme, c'est-à-dire avant le 1^{er} juillet 2003.

Afin de corriger le biais dû aux disparitions d'entreprises, nous incluons également la variable résumant l'évolution différenciée de la démographie des entreprises. Il est possible que la réforme ait pu venir modifier la taille

et/ou la survie des entreprises, en particulier des entreprises signataires. Ceci pourrait rendre endogène la variable de démographie des entreprises. Néanmoins, nous pensons que les évolutions causées par la réforme sont négligeables en regard de l'évolution démographique « naturelle » des entreprises, en particulier leur taux de création et de destruction. Ne pas inclure cette variable viendrait biaiser nos estimations dans le sens d'un effet plus négatif pour les entreprises signataires, puisque ces dernières ne peuvent que survivre ou disparaître, mais ne peuvent plus être créées, contrairement aux non signataires.

Encadré (suite)

Sous l'hypothèse que les flux d'entrée au chômage sont homogènes par rapports aux caractéristiques inobservées δ_S et δ_{NS} (cette hypothèse d'homogénéité du flux d'entrée au chômage est relativement standard dans la littérature, (voir par exemple Addison et Portugal, 2003 dans un cadre à risques concurrents) mais comporte un risque de biais de spécification), et en notant $G(\delta_S, \delta_{NS})$ la distribution jointe de δ_S et δ_{NS} , la vraisemblance d'un individu i , inconditionnelle aux caractéristiques inobservées, s'écrit :

$$l'_i(t_i, t_{ei}, Z_i | X) = \frac{\int_{\delta_S} \int_{\delta_{NS}} l_i(t_i, Z_i | X, \delta_S, \delta_{NS}) dG(\delta_S, \delta_{NS})}{\int_{\delta_S} \int_{\delta_{NS}} S_S(t_{ei} | X, \delta_S) S_{NS}(t_{ei} | X, \delta_{NS}) dG(\delta_S, \delta_{NS})} \quad (1)$$

Et la fonction de log-vraisemblance de l'échantillon s'écrit donc :

$$LL = \sum_{i=1}^N \ln(l'_i(t_i, t_{ei}, Z_i | X)) \quad (2)$$

Généralisant un résultat d'Heckman et Honoré (1989), Abbring et van den Berg (2003) montrent que le modèle MPH à risques concurrents dépendants est identifié si X contient deux variables qui ne sont pas parfaitement colinéaires, et qui agissent différemment sur θ_S et θ_{NS} . Dans notre cas, une de ces variables sera la variable capturant l'évolution de la démographie des entreprises, dont on s'attend qu'elle ait une ampleur similaire mais de signe opposé dans nos deux processus. Toute autre variable ayant un coefficient différent dans nos deux processus (par exemple les variables indiquant les périodes de la réforme « Fillon ») assurera l'identification du modèle.

Spécification

Nous devons maintenant spécifier la forme fonctionnelle que nous utilisons pour les fonctions de hasard de base $\theta_0(t)$, pour l'effet des variables observées et inobservées $\phi(X, \delta)$, ainsi que la distribution jointe des caractéristiques inobservées $G(\delta_S, \delta_{NS})$.

Nous spécifions un hasard de base constant par morceaux au sein des intervalles [1,3], [3,6], [6,9], [9,12], [12,18], [18,24] et [24,36]. Les variables correspondantes sont notées d2 à d7 (la variable d1, correspondant au premier intervalle est exclue de la régression pour éviter la colinéarité parfaite avec la constante) dans les tableaux de résultats de l'annexe 2. Cette spécification constante par morceaux permet de ne pas contraindre le hasard de base autant que le ferait une spécification purement paramétrique, tout en limitant le nombre de paramètres à estimer. Nous suivons la littérature et spécifions $\phi(X, \delta) := \exp(X\beta + \delta)$. Finalement, la distribution jointe des termes d'hétérogénéité inobservées est supposée être bivariable discrète à 2×2 points de masse (Heckman et Singer, 1984). Plus précisément, en notant $\delta_S^a, \delta_S^b, \delta_{NS}^a$ et δ_{NS}^b les valeurs possibles des termes d'hétérogénéité, on écrit :

$$\begin{aligned} \Pr(\delta_S = \delta_S^a, \delta_{NS} = \delta_{NS}^a) &= p_1 \\ \Pr(\delta_S = \delta_S^a, \delta_{NS} = \delta_{NS}^b) &= p_2 \\ \Pr(\delta_S = \delta_S^b, \delta_{NS} = \delta_{NS}^a) &= p_3 \\ \Pr(\delta_S = \delta_S^b, \delta_{NS} = \delta_{NS}^b) &= p_4 = 1 - p_1 - p_2 - p_3 \end{aligned}$$

La covariance des termes d'hétérogénéité peut alors s'écrire (van den Berg *et al.*, 1994) :

$$Cov(\delta_S, \delta_{NS}) = (p_1 p_4 - p_2 p_3) \cdot (\delta_S^a - \delta_S^b) \cdot (\delta_{NS}^a - \delta_{NS}^b)$$

Lors de l'estimation du modèle, la corrélation estimée entre les termes d'hétérogénéité était de 1, c'est-à-dire sur le bord de l'espace du paramètre. Afin d'éviter les problèmes de régularité de l'estimateur, nous avons ré-estimé le modèle en contraignant p_2 et p_3 à être nuls. Ce faisant, nous imposons une corrélation parfaite (positive ou négative) entre les termes d'hétérogénéité inobservée. L'imposition de cette contrainte permet de reproduire le résultat vers lequel tendait la version non contrainte, sans que les coefficients ne se trouvent sur le bord de l'espace des paramètres. Les résultats obtenus sont très similaires à ceux de la première estimation. Ces derniers sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

Un certain nombre de variables capturant les caractéristiques individuelles et locales des chômeurs ont également été introduites dans la régression.

Les conditions macroéconomiques locales sont résumées par le taux de chômage au niveau départemental (10). Nous autorisons une non-linéarité de l'effet du taux de chômage local en introduisant une indicatrice pour chaque quintile (11) du taux de chômage. Les caractéristiques individuelles comprennent l'âge courant, également introduit par quintile, quatre indicatrices de niveau de diplôme, une indicatrice de sexe, de nationalité française. La structure familiale est résumée par une indicatrice de la présence d'un conjoint, le nombre d'enfants de moins de trois ans, entre trois et six ans, entre six et dix-huit ans, et de plus de dix-huit ans présents dans le logement. Le nombre de chômeurs BIT du ménage est également pris en compte. Le type d'emploi recherché par l'individu (CDI, CDD, ou bien l'un ou l'autre) est également pris en compte, ainsi que la localisation en zone urbaine sensible (ZUS) du logement, afin de tenir compte d'une possible discrimination géographique. Il nous a été impossible de tenir compte du motif de recherche d'emploi (licenciement, démission, etc.) à cause des changements dans le questionnaire de l'enquête *Emploi* durant la période couverte par cette étude. Toutes les variables explicatives sont autorisées à varier avec le temps. Afin de s'assurer d'une bonne convergence du modèle, notre programme d'estimation utilise les scores analytiques de la log-vraisemblance.

Une interprétation conditionnée par certaines hypothèses

Les coefficients des variables indiquant les différentes étapes de mise en œuvre de la loi de 2003 vont capturer les variations dans le taux de sortie du chômage par rapport à la période de référence, conditionnellement aux variables explicatives introduites dans le modèle. Sous les hypothèses que les variations des conditions macroéconomiques soient bien capturées par les variables de taux de chômage local et de démographie des entreprises ; et que les entreprises n'aient pas modifié leurs politiques de recrutement avant la mise en place effective de la réforme, alors ces coefficients refléteront l'effet causal de la mise en place de la réforme sur les divers types d'entreprises. En considérant (cf. graphiques I, II, III) que les entreprises non signataires n'ont été que marginalement

affectées par la réforme, il est possible d'interpréter les coefficients obtenus dans le cadre d'une approche en doubles différences. Sous les hypothèses que les entreprises non signataires n'ont pas été affectées par la réforme (12), qu'en l'absence de réforme les entreprises signataires auraient connu une évolution similaire à celle des non signataires, et que les entreprises signataires n'aient pas modifié leurs politiques de recrutement avant la mise en place effective de la réforme, alors la différence entre les coefficients des étapes de la réforme « Fillon » pour les deux types d'entreprises mesurent l'effet causal de la hausse du coût du travail pour les entreprises signataires.

Une réduction significative des sorties du chômage vers les entreprises signataires d'accords de RTT...

Le modèle a été estimé sur l'échantillon complet, puis sur les sous-échantillons des personnes les moins diplômées (jusqu'au bac inclus) et de celles pourvues de hauts diplômes (post bac) (cf. tableau 4).

Par souci de clarté, nous présentons les coefficients liés aux différentes étapes de la réforme de 2003 et ceux liés aux variables de contrôle dans des tableaux séparés (cf. tableaux 5, 6, et 7 pour les coefficients d'intérêt de l'échantillon complet, du sous-échantillon des bas diplômés et de celui de haut diplômés, et l'annexe 2 pour les coefficients des variables de contrôle de ces divers échantillons).

Les coefficients (13) associés aux différentes étapes de la réforme représentent donc, sous l'hypothèse que l'évolution macroéconomique soit correctement contrôlée par la démographie des entreprises et le taux de chômage local, l'effet global de l'évolution des coûts salariaux sur les durées de chômage. On peut décomposer l'effet global de la réforme en distinguant les types d'entreprises signataires ou non, et ainsi en tirer des conclusions sur l'impact des évolutions du coût à l'embauche consécutives à l'harmonisation des salaires minimaux, en particulier pour

10. Pour construire cette variable, nous nous sommes basés sur les séries du taux de chômage fournies par l'Insee.

11. En omettant le premier quintile pour éviter la colinéarité parfaite avec le terme constant.

12. Cette hypothèse est appuyée par la faible évolution du coût du travail pour les entreprises non signataires pour des niveaux de salaires proches du Smic, voir les graphiques I à III.

13. Dans la spécification que nous avons retenue, un coefficient positif indique qu'une hausse de la variable associée entraîne un raccourcissement de la durée de chômage, tandis qu'un coefficient négatif indique un rallongement de la durée de chômage.

Tableau 4
Structure des échantillons suivant le niveau de diplôme

Échantillon	Épisodes	Sorties	Sorties vers les entreprises signataires	Sorties vers les entreprises non signataires
Complet	17 706	6 932	3 224	3 708
Bas diplômés (1)	13 094	4 830	2 256	2 574
Haut diplômés	4 612	2 102	968	1 134
1. Jusqu'à bac inclus.				

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.
Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

Tableau 5
Effet sur le taux de sortie du chômage des étapes de la réforme de 2003, échantillon complet

Variable	Toutes les sorties		Sorties vers les entreprises signataires		Sorties vers les entreprises non signataires	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Avant le 01/07/2003	Réf.					
Du 01/07/03 au 31/06/04	- 0,011	(0,040)	- 0,070	(0,061)	0,018	(0,059)
Du 01/07/04 au 31/06/05	- 0,113***	(0,043)	- 0,250***	(0,066)	- 0,060	(0,062)
Après le 01/07/05	- 0,088**	(0,040)	- 0,230***	(0,061)	-0,030	(0,057)
% d'emploi dans les entreprises signataires	- 0,005	(0,148)	0,388	(0,238)	- 0,235	(0,218)

Lecture : du 01/07/2003 au 31/06/2003, le taux instantané de sortie du chômage, toutes sorties confondues, a été multiplié par $\exp(-0,011) = 0,989$ par rapport à la période précédant le 01/07/2003. Cet impact est non significatif. *, ** et *** indiquent respectivement que la variable est significative au seuil de 10 %, 5 % et 1 %.

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.
Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

Tableau 6
Effet sur le taux de sortie du chômage des étapes de la réforme de 2003, bas diplômés

Variable	Toutes les sorties		Sorties vers les entreprises signataires		Sorties vers les entreprises non signataires	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Avant le 01/07/2003	Réf.					
Du 01/07/03 au 31/06/04	- 0,014	(0,047)	-0,055	(0,072)	- 0,007	(0,069)
Du 01/07/04 au 31/06/05	- 0,109**	(0,051)	- 0,183**	(0,077)	- 0,079	(0,074)
Après le 01/07/05	- 0,143***	(0,047)	- 0,293***	(0,072)	- 0,093	(0,068)
% d'emploi dans les entreprises signataires	0,111	(0,178)	0,632**	(0,294)	- 0,258	(0,266)

Lecture : du 01/07/2003 au 31/06/2003, le taux instantané de sortie du chômage des individus à bas diplôme, toutes sorties confondues, a été multiplié par $\exp(-0,014) = 0,986$ par rapport à la période précédant le 01/07/2003. Cet impact est non significatif. *, ** et *** indiquent respectivement que la variable est significative au seuil de 10 %, 5 % et 1 %.

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.
Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

Tableau 7
Effet sur le taux de sortie du chômage des étapes de la réforme de 2003, haut diplômés

Variable	Toutes les sorties		Sorties vers les entreprises signataires		Sorties vers les entreprises non signataires	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Avant le 01/07/2003	Réf.					
Du 01/07/03 au 31/06/04	0,026	(0,073)	- 0,109	(0,121)	0,069	(0,117)
Du 01/07/04 au 31/06/05	- 0,082	(0,075)	- 0,370***	(0,130)	- 0,009	(0,121)
Après le 01/07/05	0,085	(0,069)	- 0,078	(0,111)	0,137	(0,110)
% d'emploi dans les entreprises signataires	- 0,094	(0,241)	- 0,206	(0,418)	- 0,315	(0,394)

Lecture : du 01/07/2003 au 31/06/2003, le taux instantané de sortie du chômage des individus à haut diplôme, toutes sorties confondues, a été multiplié par $\exp(0,026) = 1,026$ par rapport à la période précédant le 01/07/2003. Cet impact est non significatif. *, ** et *** indiquent respectivement que la variable est significative au seuil de 10 %, 5 % et 1 %.

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.
Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

les entreprises signataires qui auraient continué à embaucher à des niveaux proches du smic horaire. Globalement la sortie du chômage s'est ralentie au cours de la période couverte par la réforme évaluée ici, et ce ralentissement est statistiquement significatif à partir de la seconde étape de la réforme (au 1^{er} juillet 2004). Ce ralentissement des sorties du chômage est entièrement dû à la diminution, toutes choses égales par ailleurs, du taux de sorties vers les entreprises signataires. En revanche, les sorties vers les entreprises non signataires n'ont pas connu de variations significatives durant la période de mise en place des réformes « Fillon ». Ces résultats confirment que le différentiel d'évolution des coûts salariaux présentés *supra* a bien eu pour contrepartie une évolution défavorable des sorties du chômage vers les entreprises signataires (et non significative vers les entreprises non signataires).

La baisse du taux de sortie du chômage n'est pas commune à tous les sous-échantillons (cf. tableaux 6 et 7). En effet, ce ralentissement est plus marqué pour les individus les moins diplômés qui sont plus susceptibles d'être rémunérés à un niveau proche du salaire minimum et donc d'être affectés par l'harmonisation des salaires minimaux. La mise en place de la réforme de 2003 n'a pas modifié les sorties du chômage des plus diplômés. Les coefficients associés aux indicatrices de période pour cet échantillon sont en effet non significatifs. Comme on pouvait s'y attendre, l'effet de la démographie des entreprises est de signe opposé mais d'ampleur similaire pour les sorties vers les entreprises signataires et non signataires ; il est nul lorsque l'on ne distingue pas les entreprises d'embauche.

Enfin, les paramètres liés à l'hétérogénéité inobservée impliquent une corrélation positive unitaire entre les deux processus de sortie du chômage.

À titre illustratif (14), les fonctions de survies (15) ont été estimées sur les différents échantillons pour la période précédant l'harmonisation des salaires minimaux, et pour la période postérieure à cette harmonisation (16). Représentant les coefficients calculés précédemment, les deux fonctions de survies du sous-échantillon des peu diplômés sont plus éloignées qu'avec l'échantillon global, et l'effet est inversé pour les plus diplômés (cf. graphique IV).

Finalement, nos estimations nous permettent de tester si les taux de sortie instantanés du chômage vers les deux types d'entreprises ont évolué de façon différente suite à la réforme. Sous les hypothèses énoncées *supra*, la différence

des coefficients correspondant à la période postérieure au 1^{er} juillet 2005 pour les deux types d'entreprises peut s'interpréter comme l'effet causal de la réforme. On trouve un effet significatif pour les bas diplômés (différence = - 0,2 ; p-value = 0,014), mais pas pour les hauts diplômés (différence = - 0,215 ; p-value = 0,130). L'effet global est également significatif (différence = - 0,20 ; p-value = 0,003). Le taux de sortie du chômage vers les entreprises signataires a donc évolué significativement plus défavorablement que celui vers les entreprises non signataires. Ce différentiel dans l'évolution des taux de sortie du chômage est à mettre en relation avec le différentiel d'évolution des coûts d'embauche des travailleurs les moins qualifiés, et reflète, sous les hypothèses énoncées plus haut, l'effet causal de ce dernier.

... mais un effet global quantitativement modeste

Afin de mieux appréhender et quantifier les résultats représentés par les fonctions de survie (graphique IV), il est intéressant de calculer la hausse correspondante de la durée de chômage pour chaque quantile des durées de chômage (17) ainsi que la variation de la probabilité qu'un épisode de chômage ait une durée supérieure à une valeur donnée (18) (cf. tableaux 8 et 9). Dans les deux cas, le calcul a été effectué aux valeurs moyennes des régresseurs. Les résultats présentés correspondent à la variation de la durée ou de la survie pour tous les types de sorties, sans distinguer les sorties vers les différents types d'entreprises.

Pour divers quantiles de la durée de chômage, la hausse de la durée de chômage lors de la troisième phase de la réforme « Fillon » est estimée par rapport à la période précédant l'harmonisation des salaires minimaux (cf. tableau 8). Notre modèle prédit que, à la suite de l'harmonisation des salaires minimaux, la durée de chômage a

14. C'est-à-dire que nous ne calculons pas d'intervalle de confiance autour des fonctions de survie estimées. La significativité statistique de nos résultats est donnée dans les tableaux 5 à 7. Le graphique IV et les tableaux 8 et 9 constituent donc une présentation à titre illustratif de la significativité économique de nos résultats.

15. C'est-à-dire la probabilité qu'un épisode de chômage soit d'une durée supérieure à une valeur donnée.

16. Ces fonctions de survies ont été calculées à partir des résultats présentés dans la première colonne des tableaux 5 à 7 et 11 à 13, en utilisant les valeurs moyennes des régresseurs dans l'échantillon utilisé pour les variables de caractéristiques individuelles.

17. Ce qui correspond à la distance horizontale entre les courbes du graphique IV.

18. Ce qui correspond à la distance verticale entre les courbes du graphique IV.

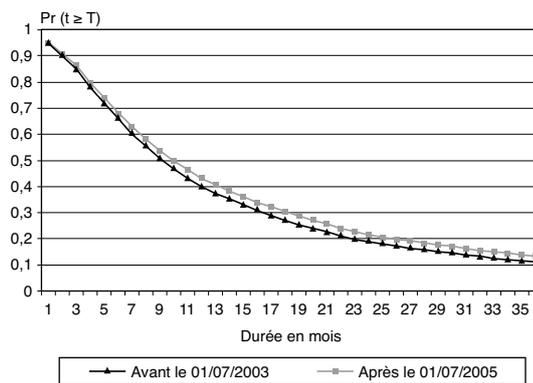
augmenté d'un cinquième de mois environ au premier décile, de 0,81 mois à la médiane, et de près de cinq mois au dernier décile. Pour chaque quantile, la hausse estimée de la durée de chômage varie entre 6 et 12 %. L'augmentation estimée des durées de chômage se révèle être, en grande partie due à l'augmentation des durées de chômage des moins diplômés. En effet, la durée médiane de chômage diminue pour les

plus diplômés, tandis qu'elle est de plus d'un mois et demi pour les moins diplômés.

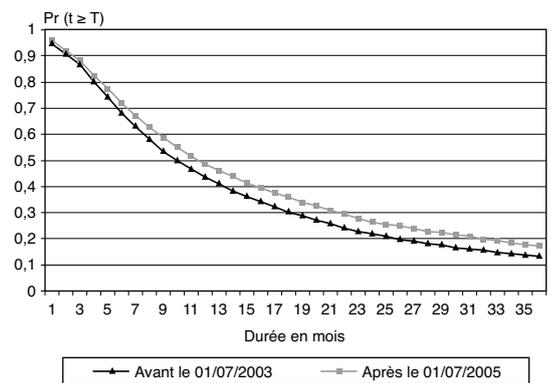
On examine enfin, pour diverses durées, la hausse (en points de pourcentages) de la probabilité qu'un épisode de chômage soit plus long qu'une durée donnée (cf. tableau 9). Dans l'échantillon complet, les hausses de la fonction de survie sont les plus importantes (envi-

Graphique IV
Fonctions de survie estimées

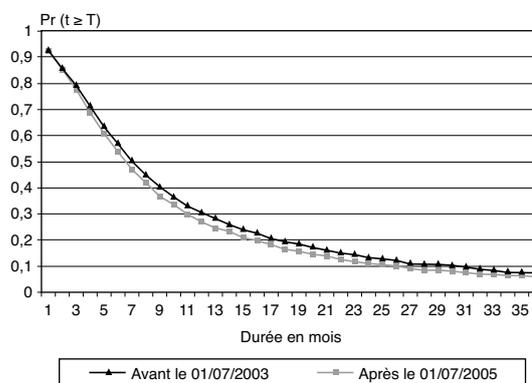
A – Échantillon complet



B – Bas diplômés



C – Hauts diplômés



Lecture : les courbes indiquent la probabilité pour qu'un épisode de chômage soit au moins aussi long que la durée portée en abscisses.

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.

Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

Tableau 8

Effets sur la durée de chômage de la 3^e phase de la réforme de 2003, quantiles sélectionnés

Quantile	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
Mois additionnels (1)	0,18	0,24	0,39	0,54	0,81	1,31	1,74	2,97	4,82
En %	9,3	6,3	7,3	7,6	8,9	10,9	10,6	12,9	12,6
Mois additionnels (2)	0,34	0,44	0,69	0,98	1,49	2,40	3,18	5,95	8,51
En %	15,4	11,0	12,1	12,8	14,9	17,9	17,4	23,1	20,1
Mois additionnels (3)	- 0,11	- 0,23	- 0,26	- 0,38	- 0,47	- 0,63	- 1,05	- 1,80	- 3,98
En %	- 8,2	- 7,9	- 6,3	- 6,9	- 6,7	- 6,9	- 8,7	- 10,2	- 13,2

1. échantillon complet ; 2. bas diplômés ; 3. haut diplômés.

Lecture : dans l'échantillon complet, la durée médiane de chômage augmente de 0,81 mois, soit une hausse de 8,9 %.

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.

Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

ron 3,2 points de pourcentage) aux alentours de 12 mois de chômage ; mais elles ne sont que d'environ un point pour les durées les plus courtes, et de deux pour les plus longues. Encore une fois, les changements sont beaucoup plus importants dans la population des peu diplômés. Alors que la variation de la survie à 12 mois est de l'ordre de moins 3 points de pourcentage chez les plus diplômés, elle atteint plus de 5 points chez les peu diplômés.

* *
*

Dans cette étude, nous avons cherché à estimer l'impact de la réforme introduite en 2003, sur les transitions individuelles du chômage à l'emploi. L'harmonisation des salaires minimaux opérée par la réforme a en effet induit des hausses du coût à l'embauche plus élevées pour les entreprises signataires d'accords RTT que pour les non signataires au voisinage du salaire minimum. À partir des données de l'enquête *Emploi* (du premier trimestre 2002 au premier trimestre 2007 inclus) nous avons estimé des modèles de durée semi-paramétriques à hétérogénéité inobservée discrète en considérant en premier lieu les sorties du chômage vers tous les types d'entreprises. Puis, à l'aide de modèles à risques concurrents dépendants, on a distingué les entreprises de sortie selon qu'elles aient ou non signé un accord de réduction du temps de travail au 1^{er} juillet 2003. L'estimation a été effectuée sur l'échantillon complet, puis en stratifiant par niveau de diplôme.

La sortie du chômage s'avère ralentie à la suite de l'harmonisation des salaires minimaux. La durée médiane estimée d'un épisode de chômage s'est allongée de 0,8 mois. Les estimations par type de sortie du chômage sur échantillon complet montrent que ce ralentissement

global est principalement dû à un ralentissement des sorties vers les entreprises signataires. En revanche, il n'y a pas de ralentissement significatif vers les entreprises non signataires. Ces résultats sont cohérents avec le fait que le coût d'embauche de nouveaux employés s'est accru plus fortement pour les entreprises signataires que pour les non signataires. En d'autres termes, les baisses de cotisations patronales associées à la réforme de 2003 ont été insuffisantes dans le cas des entreprises signataires qui continuaient à embaucher à des niveaux proches du Smic, mais ont permis de compenser la hausse du coût du travail chez les entreprises non signataires.

Les estimations sur la population des personnes peu diplômées (possédant au plus le baccalauréat) permettent de confirmer ces résultats. De plus, les effets ont été plus marqués dans cette population (hausse de la durée médiane d'un épisode de chômage de 1,49 mois). Ceci confirme que le ralentissement constaté provient bien des évolutions du coût d'embauche pour des niveaux proches du Smic, puisque les individus les plus susceptibles d'être rémunérés à ce niveau de salaire ont vu leur probabilité de sortie du chômage diminuer plus fortement que les autres. Enfin, nos résultats indiquent que la réforme de 2003, si elle a été efficace pour modérer les hausses des coûts salariaux des employés en place au moment de la signature d'accords de RTT, n'a pas suffisamment pris en compte le cas des nouveaux entrants. Une extension possible de notre travail serait d'étudier les durées d'emploi des salariés embauchés entre la signature d'accords de RTT et l'harmonisation des salaires minimaux, afin d'évaluer si ces derniers ont été négativement impactés par la réforme. D'autres pistes de recherche pourraient se concentrer sur les effets de la réforme sur les progressions salariales ou sur la survie et la performance des entreprises concernées. □

Tableau 9
Effets sur la survie, durées sélectionnées

Durée en mois	3	6	9	12	18	24	30	36
Survie additionnelle (1)	1,18	2,36	3,00	3,22	3,16	2,85	2,56	2,26
En %	1,4	3,6	6,0	8,1	11,7	15,2	17,8	20,5
Survie additionnelle (2)	1,67	3,55	4,63	5,11	5,23	4,89	4,50	4,07
En %	1,9	5,2	8,6	11,8	17,2	22,7	26,9	31,2
Survie additionnelle (3)	- 1,62	- 2,78	- 3,12	- 3,04	- 2,62	- 2,18	- 1,85	- 1,55
En %	- 2,0	- 4,9	- 7,8	- 10,1	- 13,5	- 16,3	- 18,4	- 20,4

1. échantillon complet ; 2. bas diplômés ; 3. haut diplômés.

Lecture : dans l'échantillon complet, la variation de la probabilité que la durée de chômage soit au moins égale à 12 mois est de 3,22, soit une augmentation de 8,1 %.

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.

Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

BIBLIOGRAPHIE

- Abbring J.H. et van den Berg G.J. (2003)**, « The identifiability of the mixed proportional hazards competing risks model », *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, vol. 65, n° 3, pp. 701-710.
- Abowd J.M., Kramarz F., Margolis D. et Philippon T. (2000)**, « The Tail of Two Countries : Minimum Wages and Employment in France and the United States », *IZA Discussion Paper*, n° 203, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Addison J.T. et Portugal P. (2003)**, « Unemployment Duration Competing and Defective Risks », *Journal of Human Resources*, vol. 38 n° 1, pp 156-191.
- van den Berg G.J., Lindeboom M. et Ridder G. (1994)**, « Attrition in Longitudinal Panel Data and the Empirical Analysis of Dynamic Labour Market Behaviour », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 9 n° 4, pp. 421-35.
- Bunel M., Duhautois R., Gilles F., Kwok P., L'horty Y., Pauchet M. et Perraudin C. (2009)**, « Une évaluation des effets des baisses de cotisations sociales sur les bas salaires dans le cadre de la réforme Fillon de 2003 », *rapport n° 55, Centre d'Études de l'Emploi*.
- Cahuc P., Crépon B., Kramarz F., Quantin S. et Radtchenko N. (2009)**, « Évaluation des baisses de cotisations sociales sur les bas salaires dans le cadre du dispositif Fillon 2003 », *Rapport à la Dares, Dares*.
- Card D. et Krueger A.B. (1995)**, *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton university Press.
- Chauvin V. et Heyer E. (2001)**, « L'affaire des sept Smic », *Lettre de l'Ofce*, n° 207, 16 juillet 2001.
- Crépon B. et Kramarz F. (2002)**, « Employed 40 Hours or Not Employed 39: Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek », *Journal of Political Economy*, vol. 110, n° 6, pp. 355-1389.
- Heckman J.J. et Honoré B.E. (1989)**, « The Identifiability of the Competing Risk Model », *Biometrika*, vol. 76, n° 2, pp. 325-330.
- Heckman J.J. et Singer B. (1984)**, « A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data », *Econometrica*, vol. 52, n° 2, pp. 271-320.
- Lhommeau B. et Rémy V. (2007)**, « Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels : une approche par les DADS », *documents d'études*, n° 123, Dares.
- Liaisons Sociales (2000)**, « Le salaire minimum légal au 1-7-2000 », in *Liaisons Sociales - Législation sociale - Salaires*, 8095, 11/07/2000.
- Liaisons Sociales (2001)**, « Le salaire minimum légal au 1-7-2001 », in *Liaisons Sociales - Législation sociale - Salaires*, 8193, 06/07/2001.
- Liaisons Sociales (2002)**, « Le salaire minimum légal au 1-7-2002 », in *Liaisons Sociales - Législation sociale - Salaires*, 8305, 04/07/2002.
- Liaisons Sociales (2003)**, « Le salaire minimum légal au 1-7-2003 », in *Liaisons Sociales - Législation sociale - Salaires*, 8396, 03/07/2003.
- Liaisons Sociales (2004)**, « Le salaire minimum légal au 1-7-2004 », in *Liaisons Sociales - Législation sociale - Salaires*, 8501, 08/07/2004.
- Liaisons Sociales (2005a)**, « Le principe à travail égal, salaire égal mis en échec par les accords 35h », in *Liaisons Sociales - Législation sociale - Salaires*, 14516, 07/12/2005
- Liaisons Sociales (2005b)**, « Le salaire minimum légal au 1-7-2005 », in *Liaisons Sociales - Législation sociale - Salaires*, 8604, 07/07/2005.
- Partridge M.D. et Partridge J.S. (1999)**, « Do Minimum Wage Hikes Raise US Long Term Unemployment ? Evidence Using State Minimum Wage Rates », *Regional Studies*, vol. 33, n° 8, pp. 713-726.
-

LES DISPOSITIFS DE RÉDUCTION DES COTISATIONS PATRONALES

Un rapide panorama des différents dispositifs de réduction de cotisations patronales selon qu'ils correspondaient à un accord de réduction du temps de travail ou à un dispositif de réduction de cotisations patronales sur les bas salaires permet de comprendre comment le coût réel d'embauche d'une personne à un faible niveau de rémunération a évolué en fonction de la date à laquelle l'entreprise a signé un accord de réduction du temps de travail.

Sur la période 2000-2005, pouvaient coexister plusieurs dispositifs.

Exonérations liées à la réduction du temps de travail :

- L'allègement « de Robien » (loi du 11 juin 1996) : dispositif d'allègement de cotisations patronales qui s'adressait aux entreprises décidant de réduire leurs horaires collectifs d'au moins 10 %. Cet avantage leur était consenti pour une durée de 7 ans. Cet allègement consistait en la réduction des cotisations patronales de 40 à 50 % la première année et de 30 à 40 % les six années suivantes. Ce dispositif n'est plus ouvert aux entreprises depuis 1998. Il peut être cumulé avec l'allègement « Aubry II » jusqu'en 2003 et avec l'allègement « Fillon » jusqu'au 30 juin 2005. Au-delà, les entreprises doivent choisir entre l'allègement « de Robien » et l'allègement « Fillon ». L'allègement « de Robien » n'existe plus depuis 2006.

- L'allègement « Aubry I » (la loi du 13 juin 1998) : allègement forfaitaire dégressif sur une durée de 5 ans aux entreprises anticipant le passage aux 35 heures. L'allègement des cotisations s'élevaient à 1 370 euros par salarié et par an la première année pour celles qui ne réduisaient que de 10 % la durée du travail et à 1 980 euros pour celles qui réduisaient de 15 % cette durée. Une majoration était prévue lors d'efforts particuliers en termes d'embauche ou dans le cas où la grande majorité des salariés touchaient un salaire inférieur à 1,7 fois le Smic. À l'origine, cette prime se cumulait avec le bénéfice général d'abattement de cotisations patronales sur les bas salaires (« ristourne Juppé »). Puis dès sa mise en place en 2000, l'allègement « Aubry II » a été substitué pour le cumul avec l'aide incitative « Aubry I » à la « ristourne Juppé » moyennant un abattement. Du 1^{er} juillet 2003 au 1^{er} avril 2004, la prime « Aubry I » se cumule avec l'allègement « Fillon » avec le même abattement de 648 euros par an. À compter du 1^{er} avril 2004, l'allègement « Fillon », plus avantageux, s'est majoritairement substitué au dispositif « Aubry I ».

- L'allègement « Aubry II » (loi du 19 janvier 2000) prévoit, pour les entreprises signataires d'un accord 35 heures, une aide pérenne de 610 euros par an et par salarié

et un allègement dégressif pour les salariés touchant un salaire inférieur ou égal à 1,8 fois le Smic qui se substitue à la « ristourne Juppé ». Il instaure de plus un système de garantie pour les salariés payés au Smic. Le salaire comprend un complément, en plus de la rémunération au Smic horaire appliqué à la nouvelle durée du travail, de sorte que le total maintienne la rémunération mensuelle antérieure. La garantie mensuelle de rémunération (GMR) tout comme l'aide pérenne et l'allègement sont revalorisés chaque année. L'allègement mensuel pour les salaires compris entre 1 Smic et 1,8 Smic se définissait en 2000 de la manière suivante :

$$\text{Aide} = \frac{(6325 * (\text{GMR2} / \text{rémunération mensuelle}) - 3050)}{12}$$

Exonérations générales sur les bas salaires :

- La « ristourne Juppé » (la loi du 4 août 1995) : dispositif général de réduction dégressive des cotisations sociales patronales était applicable à tous les salariés percevant jusqu'à 1,33 fois le Smic (puis 1,3 fois le Smic à partir du 1^{er} janvier 1998). Ce dispositif prévoyait une réduction maximale des cotisations patronales équivalente à 18,2 % du salaire minimum au niveau du Smic, réduction qui s'annulait pour tout salaire supérieur ou égal à 1,33 fois le Smic. À compter du 1^{er} juillet 2003, la « ristourne Juppé » a été remplacée par le dispositif « Fillon ».

- L'allègement « Fillon » : dans le cadre de la loi du 17 janvier 2003 relative aux salaires, au temps de travail et au développement de l'emploi, il a été instauré, à compter du 1^{er} juillet 2003 un dispositif transitoire absorbant la « ristourne Juppé » et l'allègement « Aubry II » qui devait aboutir au 1^{er} juillet 2005 à un dispositif unifié de réduction de cotisations patronales. Cette réforme conduit à de nouvelles baisses des cotisations patronales pesant sur les bas salaires afin de contrecarrer l'augmentation concomitante des minima salariaux. Le niveau de l'allègement atteindra, à la fin de la période transitoire, 26 % du salaire au niveau du Smic, son montant étant dégressif pour s'annuler au niveau du Smic majoré de 70 % (projet initial revu à la baisse au niveau du Smic majoré de 60 %). Le montant des réductions de charges sera alors exclusivement fonction de la rémunération horaire sans référence à la durée de travail. Le dispositif connaît donc un régime définitif à compter du 1^{er} juillet 2005 au moment de la disparition des GMR et un régime transitoire permettant une augmentation progressive de la réduction au cours des années 2003, 2004, 2005 au bénéfice des entreprises ne bénéficiant pas de l'allègement « Aubry II » ou « de Robien ».

Taux de cotisations sociales patronales pour les non-cadres dont le salaire brut ne dépasse pas le premier plafond de la sécurité sociale

En %

Date	Entreprise de 20 salariés et plus
1 ^{er} semestre 2002	40,45
2 ^e semestre 2002	40,65
1 ^{er} semestre 2003	41
2 ^e semestre 2003	41,1
1 ^{er} semestre 2004	41,2
2 ^e semestre 2004	41,5
1 ^{er} semestre 2005	41,62
2 ^e semestre 2005	41,52
1 ^{er} semestre 2006	42,22
2 ^e semestre 2006	42,22
1 ^{er} semestre 2007	41,48
2 ^e semestre 2007	41,48

Lecture : il s'agit de l'évolution du taux de cotisations patronales versées par les entreprises de plus de 20 salariés pour des salaires de non-cadres inférieurs à trois fois le plafond de la sécurité sociale. Ces taux de cotisations s'appliquent à toutes les entreprises indépendamment de la durée collective de travail.

Source : auteurs.

VARIABLES DE CONTRÔLE

Tableau A
Variables de contrôle, échantillon complet

Variable	Toutes les sorties		Sorties vers les entreprises signataires		Sorties vers les entreprises non signataires	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
d2	0,444***	(0,044)	1,042***	(0,071)	0,578***	(0,065)
d3	0,496***	(0,061)	1,438***	(0,103)	0,973***	(0,099)
d4	0,375***	(0,075)	1,428***	(0,121)	1,013***	(0,119)
d5	0,167*	(0,081)	1,167***	(0,128)	0,906***	(0,125)
d6	0,120	(0,097)	1,002***	(0,148)	0,919***	(0,138)
d7	- 0,207*	(0,110)	0,654***	(0,154)	0,570***	(0,142)
Âge (2° quintile)	- 0,228***	(0,044)	- 0,363***	(0,066)	- 0,233***	(0,066)
Âge (3° quintile)	- 0,329***	(0,050)	- 0,645***	(0,076)	- 0,234**	(0,072)
Âge (4° quintile)	- 0,405***	(0,051)	- 0,729***	(0,078)	- 0,305***	(0,073)
Âge (5° quintile)	- 0,767***	(0,056)	- 1,179***	(0,086)	- 0,739***	(0,079)
Taux de chômage local (2° quintile)	- 0,154***	(0,042)	- 0,218***	(0,063)	- 0,182**	(0,061)
Taux de chômage local (3° quintile)	- 0,303***	(0,045)	- 0,377***	(0,068)	- 0,341***	(0,065)
Taux de chômage local (4° quintile)	- 0,278***	(0,045)	- 0,443***	(0,069)	- 0,223***	(0,064)
Taux de chômage local (5° quintile)	- 0,329***	(0,048)	- 0,499***	(0,074)	- 0,246***	(0,069)
CAP/BEP	0,178**	(0,055)	0,271**	(0,087)	0,180*	(0,079)
Seconde/Première	0,295***	(0,086)	0,334*	(0,134)	0,344**	(0,122)
Baccalauréat	0,362***	(0,062)	0,513***	(0,096)	0,373***	(0,089)
BTS	0,612***	(0,067)	0,847***	(0,101)	0,679***	(0,093)
DEUG	0,357***	(0,089)	0,397**	(0,139)	0,500***	(0,125)
> DEUG	0,375***	(0,067)	0,483***	(0,103)	0,460***	(0,093)
Allocation Chômage	- 0,385***	(0,032)	- 0,346***	(0,051)	- 0,436***	(0,048)
Femme	- 0,169***	(0,030)	- 0,246***	(0,046)	- 0,119**	(0,043)
A un conjoint	0,324***	(0,037)	0,363***	(0,056)	0,413***	(0,052)
Français	0,352***	(0,059)	0,408***	(0,094)	0,366***	(0,085)
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	- 0,101*	(0,047)	- 0,101	(0,073)	- 0,0537	(0,067)
Nombre d'enfants entre 3 et 6 ans	- 0,116**	(0,039)	- 0,162**	(0,062)	- 0,107	(0,056)
Nombre d'enfants entre 6 et 18 ans	- 0,0355*	(0,018)	- 0,0220	(0,028)	- 0,0570*	(0,026)
Nombre d'enfants de plus de 18 ans	- 0,0377	(0,021)	- 0,00389	(0,031)	- 0,0649*	(0,031)
Recherche un CDI exclusivement	0,00233	(0,031)	0,0671	(0,048)	0,000395	(0,046)
Recherche un CDD exclusivement	0,131	(0,084)	0,159	(0,141)	0,182	(0,136)
Nombre de chômeurs BIT	- 0,210***	(0,037)	- 0,249***	(0,057)	- 0,223***	(0,054)
Logement en ZUZ	- 0,368***	(0,049)	- 0,378***	(0,075)	- 0,563***	(0,075)
δ^a	- 2,914***	(0,166)	- 4,611***	(0,246)	- 4,120***	(0,230)
δ^b	- 1,599***	(0,208)	- 2,226***	(0,238)	- 1,749***	(0,221)
P ₁	0,700***	(0,067)		0,679***		(0,025)
P ₂	0,300***	(0,067)				
P ₃						
P ₄				0,321***		(0,079)
Cov(δ^a , δ^b)				1,232***		(0,096)
Log-vraisemblance	- 25 019,957		- 29 481,856			
Chi carré	1086,18		1258,04			

*, ** et *** indiquent respectivement que la variable est significative au seuil de 10 %, 5 % et 1 %.

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.

Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

Tableau B
Variables de contrôle, bas diplômes

Variable	Toutes les sorties		Sorties vers les entreprises signataires		Sorties vers les entreprises non signataires	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
D2	0,500***	(0,053)	1,137***	(0,087)	0,617***	(0,079)
D3	0,516***	(0,072)	1,555***	(0,132)	1,009***	(0,128)
D4	0,409***	(0,089)	1,611***	(0,157)	1,066***	(0,157)
D5	0,205*	(0,096)	1,294***	(0,166)	1,006***	(0,165)
D6	0,197	(0,113)	1,155***	(0,187)	1,037***	(0,178)
D7	- 0,139	(0,122)	0,797***	(0,190)	0,651***	(0,181)
Âge (2° quintile)	- 0,188***	(0,054)	- 0,304***	(0,079)	- 0,179*	(0,080)
Âge (3° quintile)	- 0,248***	(0,060)	- 0,543***	(0,090)	- 0,167	(0,086)
Âge (4° quintile)	- 0,267***	(0,059)	- 0,568***	(0,089)	- 0,122	(0,084)
Âge (5° quintile)	- 0,685***	(0,067)	- 1,069***	(0,101)	- 0,648***	(0,094)
Taux de chômage local (2° quintile)	- 0,172***	(0,049)	- 0,231**	(0,076)	- 0,233**	(0,073)
Taux de chômage local (3° quintile)	- 0,313***	(0,053)	- 0,384***	(0,080)	- 0,336***	(0,077)
Taux de chômage local (4° quintile)	- 0,320***	(0,054)	- 0,461***	(0,082)	- 0,264***	(0,076)
Taux de chômage local (5° quintile)	- 0,373***	(0,057)	- 0,562***	(0,087)	- 0,260**	(0,081)
CAP/BEP	0,189***	(0,056)	0,300***	(0,087)	0,201*	(0,079)
Seconde/Première	0,324***	(0,086)	0,381**	(0,132)	0,366**	(0,121)
Baccalauréat	0,393***	(0,063)	0,549***	(0,097)	0,409***	(0,089)
Allocation Chômage	- 0,357***	(0,037)	- 0,301***	(0,059)	- 0,391***	(0,057)
Femme	- 0,246***	(0,036)	- 0,284***	(0,055)	- 0,209***	(0,052)
A un conjoint	0,321***	(0,043)	0,386***	(0,066)	0,404***	(0,061)
Français	0,352***	(0,068)	0,352***	(0,104)	0,408***	(0,098)
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	- 0,121*	(0,056)	- 0,104	(0,086)	- 0,0921	(0,080)
Nombre d'enfants entre 3 et 6 ans	- 0,0811	(0,046)	- 0,0905	(0,070)	- 0,0953	(0,066)
Nombre d'enfants entre 6 et 18 ans	- 0,0355	(0,020)	- 0,0267	(0,031)	- 0,0457	(0,029)
Nombre d'enfants de plus de 18 ans	- 0,0309	(0,024)	0,0370	(0,037)	- 0,0852*	(0,037)
Recherche un CDI exclusivement	- 0,00410	(0,037)	0,0789	(0,057)	- 0,0109	(0,054)
Recherche un CDD exclusivement	0,210*	(0,106)	0,366*	(0,171)	0,319	(0,167)
Nombre de chômeurs BIT	- 0,220***	(0,042)	- 0,273***	(0,064)	- 0,224***	(0,062)
Logement en ZUS	- 0,375***	(0,056)	- 0,355***	(0,085)	- 0,576***	(0,086)
δ^a	- 3,057***	(0,206)	- 4,913***	(0,302)	- 4,193***	(0,286)
δ^b	- 1,807***	(0,263)	- 2,464***	(0,285)	- 1,746***	(0,266)
P_1	0,669***	(0,108)	0,697***		(0,030)	
P_2	0,331***	(0,108)				
P_3						
P_4			0,303***		(0,100)	
Cov(δ^a , δ^b)			1,265***		(0,134)	
Log-vraisemblance	- 17 905,603		- 21 024,968			
Chi carré	711,45		822,71			

*, ** et *** indiquent respectivement que la variable est significative au seuil de 10 %, 5 % et 1 %..

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.

Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

Tableau C
Variables de contrôle, hauts diplômés

Variable	Toutes les sorties		Sorties vers les entreprises signataires		Sorties vers les entreprises non signataires	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
D2	0,358***	(0,090)	0,901***	(0,122)	0,531***	(0,111)
D3	0,402***	(0,117)	1,332***	(0,175)	1,038***	(0,169)
D4	0,195	(0,136)	1,201***	(0,214)	1,121***	(0,209)
D5	- 0,0663	(0,142)	1,107***	(0,226)	0,901***	(0,231)
D6	- 0,218	(0,170)	0,874**	(0,276)	0,892***	(0,263)
D7	- 0,501**	(0,185)	0,525	(0,305)	0,680*	(0,277)
Âge (2° quintile)	- 0,306***	(0,071)	- 0,525***	(0,119)	- 0,370**	(0,116)
Âge (3° quintile)	- 0,584***	(0,088)	- 0,891***	(0,142)	- 0,708***	(0,134)
Âge (4° quintile)	- 0,686***	(0,093)	- 1,213***	(0,168)	- 0,759***	(0,153)
Âge (5° quintile)	- 0,976***	(0,105)	- 1,503***	(0,168)	- 1,082***	(0,152)
Taux de chômage local (2° quintile)	- 0,115	(0,072)	- 0,201	(0,119)	- 0,0833	(0,115)
Taux de chômage local (3° quintile)	- 0,215**	(0,079)	- 0,352**	(0,135)	- 0,317*	(0,131)
Taux de chômage local (4° quintile)	- 0,114	(0,075)	- 0,325*	(0,131)	- 0,0532	(0,123)
Taux de chômage local (5° quintile)	- 0,212**	(0,078)	- 0,337*	(0,133)	- 0,164	(0,128)
DEUG	- 0,225**	(0,076)	- 0,468***	(0,136)	- 0,204	(0,127)
> DEUG	- 0,198***	(0,054)	- 0,335***	(0,0926)	- 0,184*	(0,087)
Allocation Chômage	- 0,373***	(0,054)	- 0,422***	(0,105)	- 0,494***	(0,101)
Femme	- 0,00463	(0,050)	- 0,215*	(0,089)	0,0351	(0,085)
A un conjoint	0,272***	(0,062)	0,276*	(0,111)	0,408***	(0,105)
Français	0,271**	(0,104)	0,669**	(0,210)	0,326	(0,181)
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0,0313	(0,078)	0,0263	(0,137)	0,121	(0,120)
Nombre d'enfants entre 3 et 6 ans	- 0,0847	(0,074)	- 0,263	(0,134)	0,0242	(0,111)
Nombre d'enfants entre 6 et 18 ans	- 0,00957	(0,038)	0,0241	(0,066)	- 0,0677	(0,062)
Nombre d'enfants de plus de 18 ans	- 0,0664	(0,035)	- 0,164**	(0,061)	- 0,108	(0,059)
Recherche un CDI exclusivement	0,0371	(0,055)	0,0651	(0,090)	0,0388	(0,085)
Recherche un CDD exclusivement	0,0623	(0,129)	- 0,253	(0,250)	- 0,0936	(0,233)
Nombre de chômeurs BIT	- 0,176*	(0,072)	- 0,139	(0,123)	- 0,148	(0,118)
Logement en ZUS	- 0,293**	(0,098)	- 0,392*	(0,162)	- 0,411**	(0,155)
δ^a	0,192	(0,506)	- 3,502***	(0,447)	- 3,561***	(0,426)
δ^b	- 1,978***	(0,232)	- 1,192***	(0,443)	- 1,226*	(0,412)
P ₁	0,091**	(0,041)		0,615***		(0,049)
P ₂	0,909***	(0,045)				
P ₃						
P ₄				0,385***		(0,129)
Cov(δ^a , δ^b)				1,276***		(0,161)
Log-vraisemblance	- 7 072,412		- 8 396,1949			
Chi carré	442,471		427,01			

*, ** et *** indiquent respectivement que la variable est significative au seuil de 10 %, 5 % et 1 %..

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.

Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.

STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR L'ÉCHANTILLON COMPLET

Variable	Moyenne	Écart type
Durée en mois	10,90	8,06
% d'emploi (1)	61,30	10,40
Âge	33,70	10,04
Taux de chômage local	9,86	2,14
Sans diplôme	0,12	0,33
CAP ou BEP	0,42	0,49
Seconde ou première	0,04	0,20
Bac	0,16	0,37
BTS	0,11	0,31
DEUG	0,04	0,19
> DEUG	0,12	0,32
Assurance chômage	0,48	0,50
Femme	0,53	0,50
A un conjoint	0,53	0,50
Français	0,90	0,30
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0,11	0,34
Nombre d'enfants entre 3 et 6 ans	0,16	0,40
Nombre d'enfants entre 6 et 18 ans	0,58	0,91
Nombre d'enfants de plus de 18 ans	0,53	0,88
Recherche un CDI exclusivement	0,31	0,46
Recherche un CDD exclusivement	0,03	0,16
Nombre de chômeurs dans le ménage	1,11	0,49
Logement en zone urbaine sensible	0,13	0,34
Nombre d'observations	20 748	
1. La variable « % d'emploi » correspond au pourcentage de l'emploi dans les entreprises signataires.		

Lecture la durée moyenne observée de chômage est de 10,9 mois dans l'échantillon complet.

Champ : épisodes individuels de chômage, 2002-2007.

Source : enquêtes Emploi, fichiers Cerfa, DADS.