

Une évaluation *ex post* de l'annualisation de la réduction générale de cotisations sur les bas salaires *

Quynh-Chi DOAN[†]

Cyrille HAGNERÉ[‡]

François LEGENDRE[§]

1^{er} février 2017

Résumé

L'objet de ce travail est de proposer des nouvelles évaluations de l'élasticité de l'emploi peu qualifié au coût du travail en mettant à profit l'annualisation des réductions générales de cotisations sur les bas salaires intervenue en 2011. Cette annualisation a conduit à une diminution du montant agrégé des réductions de 2,2 milliards d'euros (une baisse de 10 %) et est ainsi à l'origine d'une augmentation du coût moyen du travail très variable d'un établissement à l'autre, en fonction du montant des primes et de la périodicité de leur versement – une situation de « quasi expérience naturelle ». Les trois résultats suivants sont obtenus. L'effet sur l'emploi n'est vraiment sensible que pour des augmentations suffisantes du coût du travail, témoignant de la présence de coûts d'ajustement de l'emploi. Une élasticité de l'ordre de $-0,7$ peut être estimée en recourant à une approche non paramétrique. L'effet sur l'emploi de l'annualisation a été toutefois limité ; en prenant un intervalle de confiance à 95 %, il serait compris entre $-13\ 000$ et $-40\ 000$ emplois.

Abstract

This paper proposes new estimations of the elasticity of unskilled labor with respect to labor costs, by using the annualization of general payroll tax subsidies for low-wage workers in 2011. This annualization led to a reduction in the aggregate amount of general payroll tax subsidies of € 2.2 billion (a decrease of 10 %). It generated an increase in the average labor cost which varies greatly between companies, depending on the amount of wage premiums and the periodicity of their payment – a situation of “quasi-natural experiment”. The following three results are obtained. The effect on employment is really significant only for sufficient increases of labor cost, which reflects the existence of adjustment costs in employment. An elasticity around -0.7 is estimated by using a non-parametrical approach. However, the effect on employment of annualization has been limited ; with a 95 % confidence interval, it would be between $-13\ 000$ and $-40\ 000$ jobs.

Mots clés : Évaluation des baisses de cotisations sociales ; Emploi ; Coût du travail ; Réduction générale des cotisations patronales sur les bas salaires ; Réduction Fillon ; Lien emploi - coût du travail ; Quasi expérience naturelle ; Traitement à intensité variable.

Classification JEL : C5 ; C52 ; D04 ; J3 ; J31 ; J38.

* Notre étude a bénéficié des remarques de Denis FOUGÈRE (CREST), de David GRAY (Université d'OTTAWA) et d'Alain GUBIAN (ACOSS). Les jugements et opinions exprimés dans ce travail n'engagent que leurs auteurs et non les institutions auxquelles ils appartiennent.

[†]ACOSS, adresse électronique : Quynh-Chi.Doan@acoss.fr.

[‡]ACOSS, adresse électronique : Cyrille.Hagnere@acoss.fr.

[§]ÉRUDITE, Université PARIS-EST, TEPP et ACOSS, adresse électronique : F.Legendre@u-pec.fr.

La réduction générale de cotisations sociales patronales sur les bas salaires (connue sous le nom « allègements FILLON ») est, en FRANCE, un dispositif majeur des politiques de l'emploi. Son coût, de l'ordre de 20 milliards d'euros en 2014, avoisine un point de produit intérieur brut (PIB). En dépit de son importance, ce dispositif n'a fait l'objet que d'un petit nombre d'évaluations, comme le soulignent BUNEL et L'HORTY (2011). Le but de ce travail est de contribuer à l'évaluation *ex post* de ce dispositif en tirant parti de son annualisation, intervenue en 2011. La réduction de cotisations prend en effet la forme d'une remise de cotisations patronales dégressive dont l'éligibilité était auparavant fixée mois après mois ; l'annualisation du dispositif conduit à une règle annuelle d'éligibilité qui est, au total, plus contraignante : l'annualisation a donc constitué un « choc » sur le coût du travail, en augmentant sensiblement celui-ci pour certaines entreprises tout en le laissant quasiment inchangé pour un grand nombre d'autres entreprises.

Avec le barème mensuel, un salarié était éligible au dispositif si, pour le mois courant, son taux de salaire horaire était compris entre $1 \times \text{SMIC}$ et $1,6 \times \text{SMIC}$. Maintenant, l'éligibilité est calculée sur l'ensemble de l'année, les bornes de la fenêtre d'éligibilité ($1 \times \text{SMIC}$ et $1,6 \times \text{SMIC}$) étant inchangées. On estime que le montant agrégé des réductions aurait baissé en 2011 de l'ordre de 10 % du fait de l'annualisation, toutes choses égales par ailleurs. Les entreprises qui ne versent pas de primes¹ ou qui ne versent que des primes mensuelles de même montant ne sont *a priori* pas affectées par l'annualisation : pour elles, il est équivalent de calculer l'éligibilité mois après mois ou en moyenne sur l'année ; en revanche, pour les entreprises qui versent des primes à une périodicité trimestrielle, semestrielle ou annuelle, l'annualisation a pu conduire à une forte baisse des réductions de cotisations et être ainsi à l'origine d'une hausse significative du coût de leur main-d'œuvre.

On se trouverait ainsi dans une situation de « quasi expérience naturelle ». Dans les sciences expérimentales, la cause dont on cherche à évaluer les conséquences est contrôlée : par exemple, une barre d'un certain métal sera portée à différentes températures pour ne pas infirmer la proposition selon laquelle la chaleur dilate ce métal. Ces températures sont contrôlées par l'expérimentateur. Dans le domaine des sciences sociales, il est difficile de se livrer à de telles expériences contrôlées. Aussi l'annualisation des réductions de cotisations, en impactant très différemment des entreprises presque identiques, serait-elle une occasion presque unique d'évaluer la force du lien entre le coût du travail et l'emploi peu qualifié. Ces entreprises sont presque identiques parce qu'elles bénéficient toutes des réductions de cotisations et ne diffèrent que par leurs pratiques salariales. En utilisant les données d'établissements de l'Agence centrale des organismes de Sécurité sociale (Acos), il est notamment possible d'isoler un groupe témoin, les entreprises qui n'ont pas (ou presque pas) été impactées par la réforme, pour observer l'évolution « spontanée » de l'emploi, celle qui se serait produite en l'absence de la réforme. On résout ainsi le problème de l'évaluation : la nécessité de disposer d'un contrefactuel qui puisse constituer la situation de référence, la situation hypothétique dans laquelle la réforme n'aurait pas eu lieu.

Nous explorons ainsi la voie ouverte notamment par l'étude de CRÉPON et DESPLATZ (2001). Ces deux auteurs utilisent le même type de méthodes économétriques qui repose donc sur la comparaison d'entreprises qui seraient similaires mais qui bénéficieraient différemment des réductions de cotisations. Ils exploitent les extensions importantes apportées en 1995 et 1996 au dispositif initial instauré en 1993 pour disposer d'un groupe témoin et d'un groupe « traité » pour lequel « l'intensité du traitement » varie. Toutefois, les entreprises de leur groupe témoin restent relativement spécifiques : il s'agit d'entreprises qui n'emploient aucunement de la main-

1. Le terme *primes* s'entend ici au sens large. Il s'agit de tout élément de rémunération versé en sus du salaire mensuel comme un 13^e mois, une prime de vacances, une prime individuelle ou non de résultats, etc. Néanmoins, seuls les éléments intégrés dans l'assiette de la réduction de cotisations jouent un rôle dans l'effet de l'annualisation Ceci exclut les primes de type *intéressement* ou *participation*.

d'œuvre à bas salaire. CRÉPON et DESPLATZ (2001) obtiennent un impact des réductions sur l'emploi très élevé. Ils estiment que de l'ordre de 460 000 emplois auraient été créés (ou préservés) du fait des réductions de cotisations mises en œuvre entre 1994 et 1997, pour un coût en 1997 de l'ordre de 8 milliards d'euros. Ces chiffres avaient fait l'objet d'une assez vive controverse (par exemple la critique de STERDYNIAK (2002) et la réponse de CRÉPON et DESPLATZ (2002)).

Une autre contribution importante dans cette veine est constituée par le travail de BUNEL et collab. (2009) ; ces auteurs exploitent la réforme de 2003 qui, d'une part, accélère la disparition des « garanties mensuelles de rémunération » (dans les entreprises qui étaient passées aux 35 heures) et, d'autre part, unifie les dispositifs de réductions de cotisations entre les entreprises à 35 heures et celles à 39 heures. Cette réforme a impacté différemment le coût moyen du travail dans les entreprises et les auteurs utilisent cette variation exogène pour estimer la force du lien entre le coût du travail et l'emploi peu qualifié. Ils présentent des résultats très détaillés, pour les entreprises à 35 heures et à 39 heures et pour différentes valeurs de la variation du coût du travail ; il en ressort une relation négative entre le coût du travail et l'emploi mais ce lien n'a notamment pas la force que CRÉPON et DESPLATZ (2001) obtiennent. L'élasticité de l'emploi peu qualifié par rapport au coût du travail est ainsi de l'ordre de $-0,2$ dans l'étude de BUNEL et collab. (2009) alors qu'elle est de l'ordre de -2 dans CRÉPON et DESPLATZ (2001)². Il importerait pourtant de disposer d'une estimation précise de cette élasticité pour, en premier lieu, évaluer les politiques de l'emploi qui prennent la forme d'une réduction du coût du travail. En second lieu, cette estimation permettrait de contribuer à l'évaluation de l'effet des 35 heures sur l'emploi puisque, pour certains économistes, l'effet favorable sur l'emploi des 35 heures ne doit être attribué qu'aux baisses de cotisations qui ont accompagné la réduction du temps de travail.

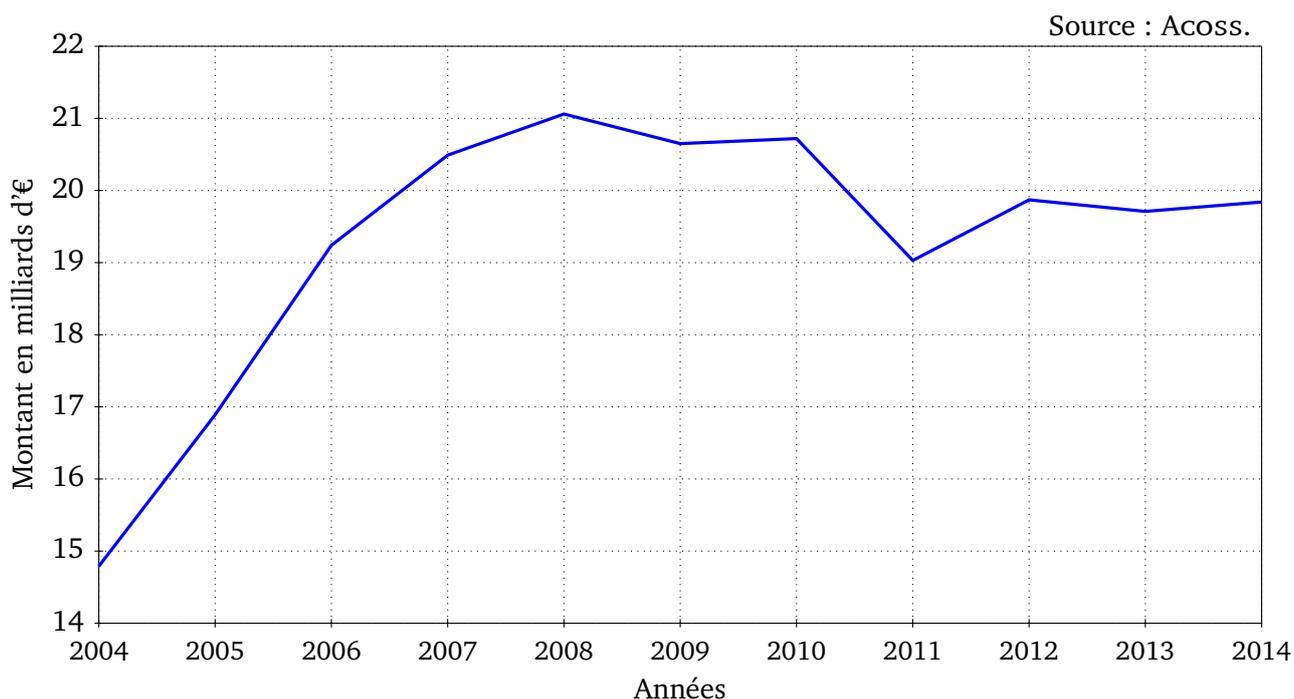
Nous détaillons dans un premier point très précisément la réforme : en effet, la baisse des réductions, de l'ordre de 10 %, est importante et il importe de repérer les raisons d'une telle baisse. Nous expliquons ensuite de quelle manière nous parvenons à calculer, au niveau des établissements, la hausse du coût du travail qui résulte spécifiquement de l'annualisation des réductions. Dans une troisième partie, les résultats des estimations économétriques sont présentés en deux étapes selon qu'une approche paramétrique ou non paramétrique est utilisée. Nous discutons dans une dernière partie les résultats obtenus.

1 La réduction de cotisations patronales sur les bas salaires et son annualisation

La réduction générale de cotisations sociales patronales sur les bas salaires a pris la forme d'une ristourne unique dégressive en 2003, au moment de l'unification des aides entre les entreprises ayant réduit leur temps de travail et les autres entreprises. Son montant agrégé (voir le graphique de la figure 1) était de l'ordre de 15 milliards d'euros en 2004 ; il s'est ensuite sensiblement accru en raison du dynamisme de l'assiette (augmentation des salaires, hausse du salaire minimum et accroissement de l'emploi à bas salaire) et de l'évolution de la réglementation (inclusion des temps de pause dans la définition du temps de travail en 2005, augmentation du taux maximum de la réduction de 26 % à 28,1 % pour les entreprises de moins de 20 salariés en 2007 et neutralisation de la majoration des heures supplémentaires dans le calcul du taux de réduction en 2008) pour atteindre de l'ordre de 21 milliards en 2008.

2. Il est bien sûr exagérément réducteur de rendre compte de ces deux études par deux chiffres seulement ; nous cherchons seulement à souligner la divergence des résultats obtenus dans ces deux études. BUNEL et collab. (2009) obtiennent une élasticité plus élevée (en valeur absolue) pour l'impact sur l'emploi quand ce dernier est exprimé en équivalent temps plein.

FIGURE 1 : Montant agrégé de la réduction générale de cotisations sociales patronales sur les bas salaires depuis 2004

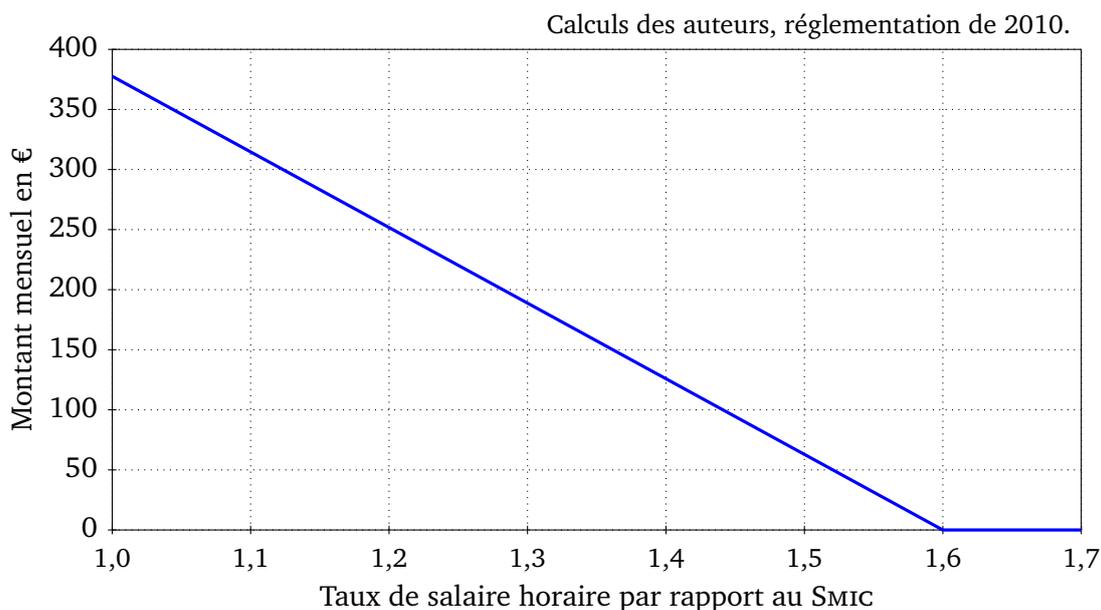


On voit sur la figure 1 que l'annualisation du dispositif a conduit à une forte baisse du montant agrégé des réductions, qui diminue de près de 2 milliards entre 2010 et 2011. Toutes choses égales par ailleurs, on estime que l'annualisation a conduit à une baisse de l'ordre de 10 % du montant agrégé de la réduction générale sur les bas salaires, soit un montant agrégé de 2,2 milliards d'euros. La réduction générale de cotisations présente deux particularités : en premier lieu, seuls les salariés dont le taux de salaire horaire est compris entre $1 \times \text{SMIC}$ et $1,6 \times \text{SMIC}$ sont éligibles à cette réduction ; en second lieu, le taux de la réduction est dégressif en s'annulant pour $1,6 \times \text{SMIC}$ qui constitue ainsi le point de sortie du dispositif. Cette dégressivité régulière a pour objet d'éviter tout effet de seuil et de réduire les effets de « trappe à bas salaires » que les réductions pourraient engendrer. Le taux maximum, noté $\bar{\tau}$, s'applique pour un salarié rémunéré à $1 \times \text{SMIC}$; en 2010, ce taux était de 28,1 % pour les établissements d'une entreprise de moins de 20 salariés et de 26 % seulement dans le cas contraire. Le taux de 28,1 % couvrait exactement, en 2010, les cotisations de sécurité sociale, à l'exception des cotisations « Accidents du Travail - Maladies Professionnelles » (ATMP) dont le taux dépend de l'entreprise et de son secteur d'activité. Plus précisément, le taux des cotisations patronales liées à l'assurance maladie était, en 2010, de 12,8 %, celui pour l'assurance vieillesse de 9,9 % et celui pour les allocations familiales de 5,4 %. On a bien $28,1 \% = 12,8 \% + 9,9 \% + 5,4 \%$.

Le graphique de la figure 2 donne le montant mensuel des réductions en fonction du taux de salaire horaire, pour un salarié employé à temps complet. À hauteur du taux de salaire horaire minimum, le montant des réductions est conséquent : de l'ordre, en 2010, de 375 € par mois.

Le taux maximum $\bar{\tau}$ s'applique pour $1 \times \text{SMIC}$ et détermine le montant maximum des réductions. Le barème prévoit un taux de réduction fixe : quand le salaire minimum augmente, le montant des réductions s'accroît. Par contre, c'est le montant des réductions qui décroît linéairement pour s'annuler quand le taux de salaire horaire est égal à $1,6 \times \text{SMIC}$ et non le taux de réduction. Aussi un salarié rémunéré à hauteur de $1,3 \times \text{SMIC}$, le milieu de la fenêtre d'éli-

FIGURE 2 : Montant mensuel des réductions de cotisations en fonction du taux de salaire horaire pour un salarié employé à temps complet dans une entreprise en moins de 20 salariés



gibilité, dispose-t-il d'un taux de réduction égal à $\frac{1/2}{1,3} \times \bar{\tau}$: la fraction 1/2 parce que le taux de salaire horaire du salarié le situe exactement entre $1 \times \text{SMIC}$ et $1,6 \times \text{SMIC}$, divisée par 1,3 parce que la dégressivité porte sur le montant de la réduction.

Pour un salarié éligible dont le taux de salaire horaire est noté tsh , en notant le taux de salaire minimum \underline{tsh} , la formule qui donne le taux de réduction est ainsi :

$$\tau = \frac{\lambda}{\lambda + (1-\lambda)1,6} \times \bar{\tau} \quad \tau \geq 0 \quad \text{avec} \quad \lambda = \frac{1,6 - tsh/\underline{tsh}}{0,6} \quad 0 \leq \lambda \leq 1$$

où λ repère la position du taux de salaire horaire dans la fenêtre d'éligibilité. Quand un salarié est rémunéré au taux minimum (c'est-à-dire quand $tsh = \underline{tsh}$), λ est égal à 1 et l'entreprise bénéficie au maximum du dispositif. Quand un salarié est rémunéré à hauteur de $1,6 \times \text{SMIC}$, λ est égal à 0 et le point de sortie du dispositif est atteint.

Nous avons porté dans le tableau 1 les conséquences de l'annualisation pour un petit nombre de cas-types, en considérant que les primes ne sont versées qu'une seule fois dans l'année sous la forme d'un 13e mois. Dans ce tableau, le montant du salaire mensuel et du 13e mois sont exprimés en fraction de salaire minimum. La première ligne de ce tableau a trait à la situation d'un salarié rémunéré au salaire minimum et ne disposant d'aucune prime. En supposant que ce salarié est employé dans une petite entreprise de moins de vingt salariés, le montant annuel des réductions est égal au montant maximum soit, en 2010, 4 531 €, un montant égal à 28,1 % du salaire brut. Ces réductions conduisent à une baisse du coût du travail de l'ordre de 19 %.

La deuxième ligne de ce tableau figure la situation d'un salarié rémunéré au salaire minimum et disposant d'un 13e mois correspondant à un demi-mois de salaire, configuration que nous repérons par la lettre **B**. Le taux de salaire horaire, pour le mois de versement des primes, est ainsi égal à $1,5 \times \text{SMIC} = 1 \times \text{SMIC} + 0,5 \times \text{SMIC}$. En conséquence, le montant des réductions de ce mois est très faible : il s'établit à 63 €. Pour autant, l'annualisation laisse inchangé le montant total des réductions : $R_1 = R_0 = 4 217 \text{ €}$, en notant R ce montant total et en repérant par l'indice 0 le barème mensuel et par l'indice 1 le barème annuel. L'annualisation n'a aucune conséquence dès lors que, mois après mois, le taux de salaire horaire reste compris dans la

TABLEAU 1 : Les conséquences de l'annualisation à partir de cas-types pour lesquels les primes sont versées sous la forme d'un 13e mois (une seule fois dans l'année)

Configuration	Salaire	Primes	Par mois		R_0 €	R_1 €	τ_0 %	τ_1 %	$\Delta\tau$ pt	Δw %
			Sans prime	Avec primes						
A	1,0	0,0	378	378	4 531	4 531	28,1	28,1	0,0	0,0
B	1,0	0,5	378	63	4 217	4 217	25,1	25,1	0,0	0,0
C	1,0	1,0	378	0	4 154	3 902	23,8	22,3	-1,4	1,1
B	1,2	0,6	252	0	2 769	2 643	13,7	13,1	-0,6	0,5
C	1,2	1,2	252	0	2 769	2 266	13,2	10,8	-2,4	1,8
B	1,4	0,7	126	0	1 385	1 070	5,9	4,5	-1,3	0,9
C	1,4	1,4	126	0	1 385	629	5,7	2,6	-3,1	2,1
B	1,5	0,75	63	0	692	283	2,7	1,1	-1,6	1,1
C	1,5	1,5	63	0	692	0	2,6	0,0	-2,6	1,8

Source : calcul des auteurs, chiffres de 2010, entreprises de moins de 20 salariés.

Configuration **A** : aucune prime ; **B** : un 13e mois égal à un demi-mois de salaire ; **C** : un 13e mois égal à un mois de salaire.

Le salaire et les primes sont exprimés en fraction du salaire minimum.

L'indice 0 repère le barème mensuel (avant la réforme) ; l'indice 1 le barème annuel (après la réforme). R est le montant annuel des réductions exprimé en euros alors que τ est le taux de réduction sur les bas salaires (le montant des réductions rapporté à l'assiette des cotisations). $\Delta\tau$ est la variation du taux des réductions, exprimée en points de pourcentage : $\Delta\tau = \tau_1 - \tau_0$. Enfin, Δw est la variation relative du coût du travail.

fenêtre d'éligibilité. En effet, comme le montant des réductions est une fonction linéaire du taux de salaire horaire, la répartition des salaires entre les mois ne compte pas tant que le taux de salaire horaire reste compris entre $1 \times \text{SMIC}$ et $1,6 \times \text{SMIC}$.

La troisième ligne de ce tableau illustre la proposition précédente : le salarié est toujours rémunéré au salaire minimum mais ses primes représentent un mois de salaire (configuration **C**). Aussi sa rémunération totale du mois de versement des primes est-elle égale à deux fois son salaire mensuel habituel. Son taux de salaire horaire est alors égal à $2 \times \text{SMIC}$: non seulement le salarié sort de la fenêtre d'éligibilité (et le montant des réductions est nul ce mois-ci) mais, en outre, l'annualisation conduit à une baisse du montant total des réductions. Celles-ci passent de 4 154 à 3 902 €, soit une baisse non négligeable de 6,1 %. Cette baisse conduit à une hausse du coût du travail de l'ordre de 1,1 % (voir la dernière colonne du tableau 1).

Les quatrième et cinquième lignes de ce tableau ont trait à un salarié rémunéré à $1,2 \times \text{SMIC}$. L'annualisation impacte ce salarié, que ses primes annuelles soient égales à un demi-mois de salaire ou à un mois de salaire. En effet, dans les deux cas, le taux de salaire horaire sort de la fenêtre d'éligibilité : dans le premier cas, son salaire horaire ressort à $1,8 \times \text{SMIC} = 1,2 \times \text{SMIC} + 0,6 \times \text{SMIC}$; dans le second cas, à $2,4 \times \text{SMIC} = 1,2 \times \text{SMIC} + 1,2 \times \text{SMIC}$. Toutefois, l'impact de l'annualisation est plus élevé quand les primes sont égales à un mois de salaire : le taux de salaire horaire calculé sur l'année est en effet égal à $1,3 \times \text{SMIC}$ ce qui conduit à une forte baisse des réductions.

Les sixième et septième lignes montrent que les conséquences de l'annualisation sont plus prononcées quand le taux de salaire horaire s'accroît. Ces lignes concernent un salarié qui serait rémunéré à hauteur de $1,4 \times \text{SMIC}$; par rapport au cas-type précédent, les montants de réduction sont plus faibles mais que les baisses des montants, à la suite de l'annualisation, sont plus fortes. Au total, l'impact sur le coût du travail dans de telles situations n'est pas négligeable : on obtient par exemple pour la configuration **C** une hausse du coût du travail de

FIGURE 3 : Taux de réduction en fonction du taux de salaire horaire quand les primes représentent un demi-mois de salaire et sont versées en une seule fois dans l'année — configuration **B** du tableau 1

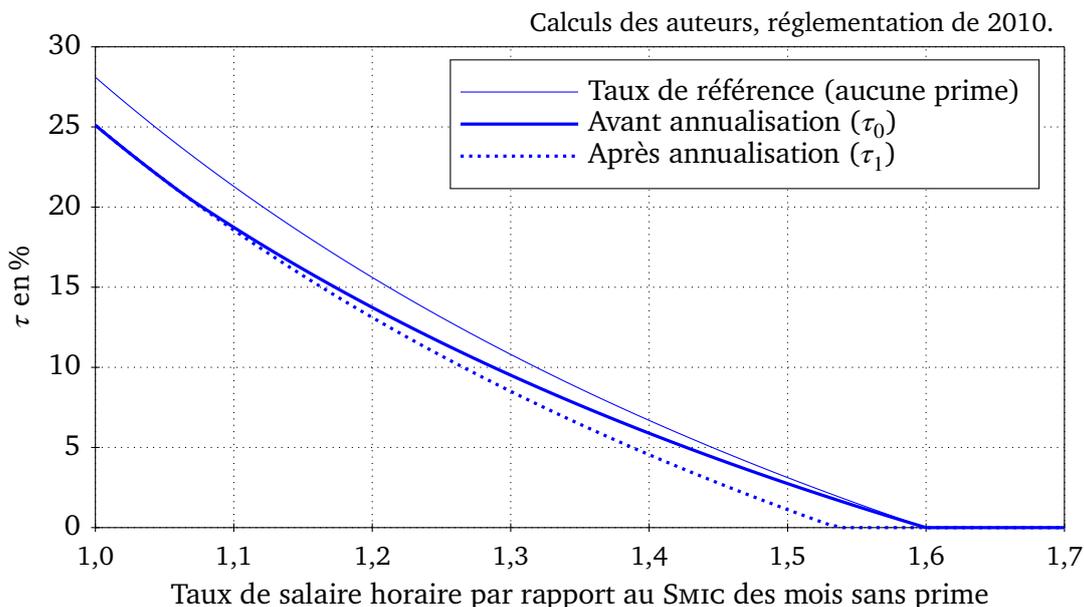
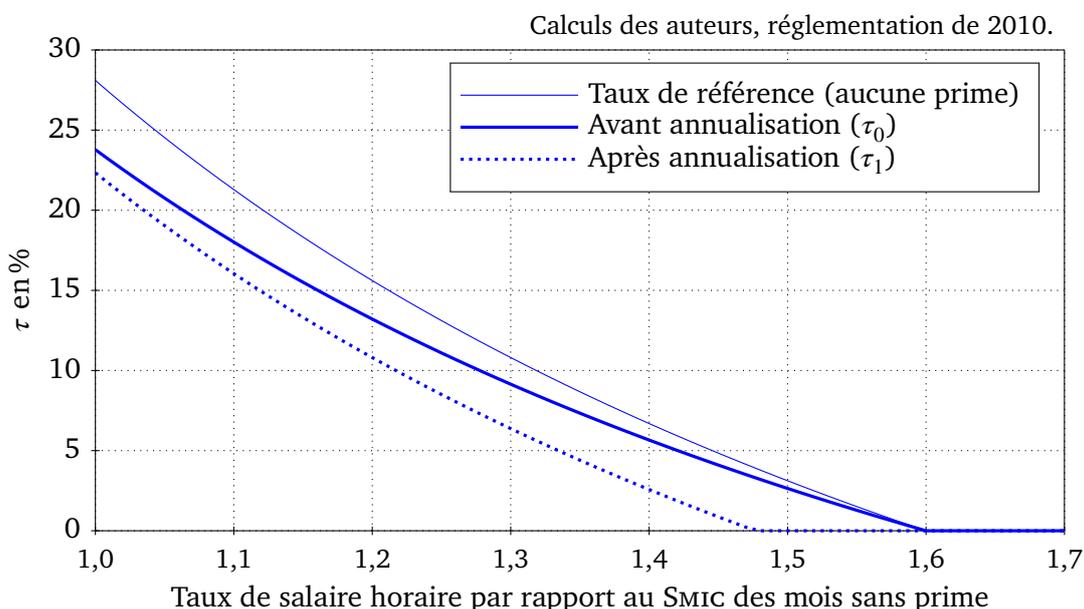


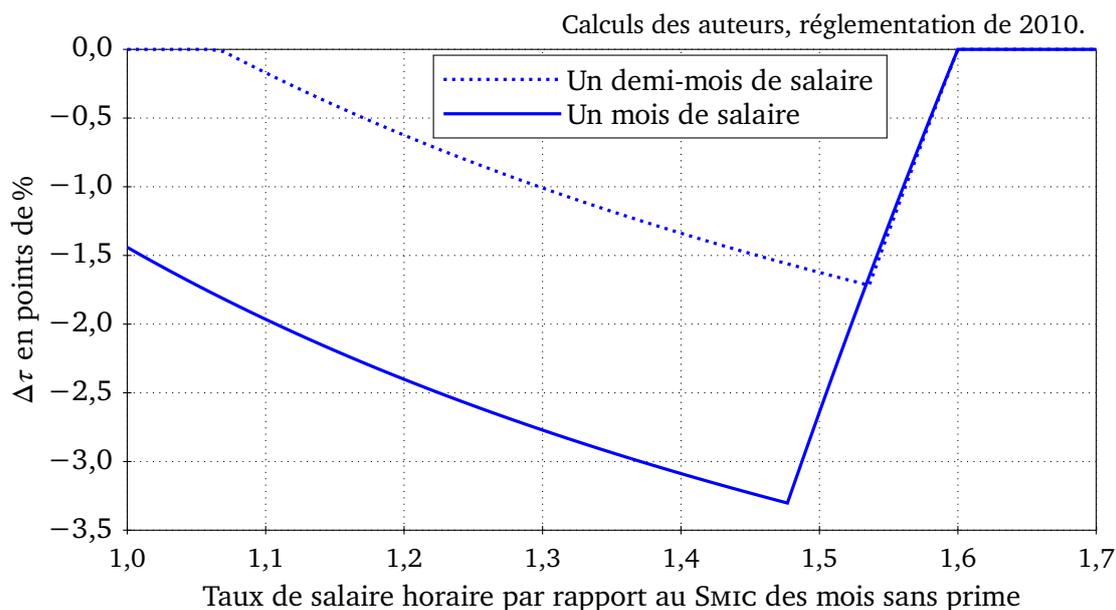
FIGURE 4 : Taux de réduction en fonction du taux de salaire horaire quand les primes représentent un demi-mois de salaire et sont versées en une seule fois dans l'année — configuration **C** du tableau 1



l'ordre de 2,1 %.

Les deux dernières lignes du tableau 1 mettent en évidence le caractère non monotone de l'annualisation en fonction du taux de salaire horaire : au-delà d'un certain seuil, l'effet devient plus faible quand le taux de salaire horaire se rapproche du point de sortie du dispositif puisque les réductions, initialement, sont faibles. Ces lignes concernent un salarié qui serait rémunéré à hauteur de $1,5 \times \text{SMIC}$. Dans la configuration **B**, on voit que l'effet de l'annualisation est plus prononcé que pour le salarié rémunéré à $1,4 \times \text{SMIC}$; par contre, dans la configuration **C**, l'effet est plus faible puisque l'entreprise n'a presque plus rien à perdre.

FIGURE 5 : Variation du taux de réduction $\Delta\tau$ à la suite de l'annualisation en fonction du taux de salaire horaire quand les primes sont versées en une seule fois dans l'année



Les graphiques des figures 3, 4 et 5 synthétisent les chiffres du tableau 1 en représentant τ_0 (le taux des réductions avant l'annualisation), τ_1 (le taux des réductions après l'annualisation) et $\Delta\tau$ (la variation du taux des réductions impliquée par l'annualisation) en fonction du taux de salaire horaire : on y voit que l'annualisation impacte très différemment les entreprises en fonction de la situation de leurs employés.

Il ressort donc de l'examen de ces quelques cas-types que les conséquences de l'annualisation dépendent crucialement de la rémunération initiale du salarié (puisque l'impact est nul tant que le taux de salaire horaire ne sort pas de la fenêtre d'éligibilité et que cet impact, en outre, n'est pas monotone en fonction de ce taux) et de l'ampleur des primes (puisque le calcul en moyenne sur l'année sera d'autant plus impacté que les primes seront élevées). La fréquence de versement des primes est un autre paramètre important : par exemple, l'annualisation est sans conséquence quand les primes sont versées mensuellement. *A contrario*, l'annualisation des réductions générales a été présentée par les pouvoirs publics afin « d'assurer que pour un même niveau de rémunération versée, deux employeurs bénéficient du même montant d'exonération, quelle que soit la manière dont cette rémunération est versée au cours de l'année » (DIRECTION DE LA SÉCURITÉ SOCIALE, 2011). Cette même circulaire précise « Cette mesure n'amène pas à modifier systématiquement le montant annuel de la réduction dont bénéficie l'employeur même si la rémunération varie d'un mois sur l'autre. Les seules entreprises concernées de fait sont celles qui versent des compléments de salaires qui ont pour conséquence de porter, sur certains mois seulement, le salaire au delà de 1,6 Smic. »

La réforme constituerait ainsi une « quasi expérience naturelle ». Des entreprises presque identiques (qui ne diffèrent que de la manière dont les salaires sont versés au cours de l'année) ont été affectées très différemment par la réforme : certaines ont subi une hausse non négligeable de leurs coûts salariaux, d'autres ont vu leur situation inchangée. Nous disposons ainsi, en même temps, d'un groupe témoin et d'un groupe de traitement, comme dans les essais cliniques où, aléatoirement, les individus sont répartis entre ces deux groupes. Le groupe témoin permet d'observer les évolutions spontanées, c'est-à-dire les évolutions en l'absence du traitement ; l'efficacité du traitement peut ainsi être évaluée en calculant la différence entre les résultats du groupe « traité » et les résultats du groupe témoin.

Notre tactique économétrique repose sur les trois étapes suivantes. En premier lieu, il nous

faut calculer l'ampleur du traitement dont chaque établissement a fait l'objet : ce traitement s'identifie à la hausse des coûts salariaux subie par l'établissement à la suite de l'annualisation des réductions de cotisations. L'impact de l'annualisation est obtenu en comparant les réductions calculées soit à partir du barème mensuel soit à partir du barème annuel pour l'année 2010. Nous isolons ainsi l'effet de la réforme sur les coûts salariaux et nous pouvons prêter à cette hausse des coûts un caractère exogène. En deuxième lieu, il nous faut mesurer le niveau, avant et après la réforme, de notre variable d'intérêt : le niveau d'emploi. En dernier lieu, il nous faut estimer les coefficients d'une relation causale qui associe la cause, c'est-à-dire l'augmentation du coût du travail, à ses effets sur le niveau de l'emploi. La première étape mobilise deux sources de données qui sont couplées : les Déclarations annuelles de données sociales (DADS) d'une part et les Bordereaux récapitulatifs des cotisations (BRC) d'autre part. En effet, il nous faudrait disposer, pour chaque salarié d'un établissement, des rémunérations mensuelles pour faire la différence, en 2010, entre le montant des réductions avec un barème mensuel et le montant avec le barème annuel pour en déduire, au niveau de l'établissement, la hausse du coût moyen du travail dont l'annualisation est la cause.

Nous ne disposons toutefois pas de ces rémunérations mensuelles et nous nous trouvons dans l'obligation de reconstruire ces grandeurs en utilisant conjointement l'information apportée par les DADS et par les BRC. Ce point, très important, est maintenant détaillé.

2 Les données et leur préparation

Nous avons utilisé deux sources de données, les DADS de l'année 2010 et les BRC, pour les années de 2008 à 2013. Nous présentons dans un premier point la méthode que nous avons développée pour imputer des salaires mensuels. Dans un second point, nous décrivons les données utilisées dans l'expérimentation économétrique.

2.1 L'imputation de salaires mensuels

En FRANCE, avant la Déclaration sociale nominative (DSN) mise en place progressivement à partir de 2015, les administrations ne disposaient pas des rémunérations individuelles avec une périodicité mensuelle. Il nous faut donc imputer, par salarié, des rémunérations mensuelles. Les DADS nous délivrent trois sortes d'informations : les dates de la période d'activité, le nombre total d'heures payées et le salaire brut total (plus précisément, l'assiette dé plafonnée des cotisations sociales). Ces éléments ont trait à la rémunération de base ; en effet, les heures supplémentaires et la rémunération afférente peuvent être repérées par ailleurs. Les BRC, pour les établissements qui versent mensuellement leurs cotisations, apportent une information mois par mois mais cette information est consolidée : elle n'a trait qu'à l'ensemble des salariés de l'établissement. On dispose ainsi d'une information infra-annuelle mais agrégée.

Notons H_{it} le nombre d'heures de base payées pour le salarié i ($i = 1, \dots, N$ avec N le nombre d'employés de l'établissement) le mois t ($t = 1, \dots, 12$), estimé en répartissant uniformément les heures totales en fonction des dates de la période d'activité. Notons S_i le salaire brut annuel du salarié i . Ces quantités (pour chaque salarié, les douze H_{it} et le S_i) sont obtenues à partir des DADS. Les BRC, de leur côté, nous donnent chaque mois la masse salariale brute de l'établissement que nous notons M_t . La masse salariale brute de l'établissement, notée S , peut être calculée soit comme la somme des salaires bruts des employés, soit comme la somme des masses salariales brutes mensuelles :

$$S = \sum_{i=1}^N S_i = \sum_{t=1}^{12} M_t$$

Il nous faut imputer, pour chaque employé et pour chaque mois, un salaire. Nous allons noter ce montant S_{it} . Dans un premier temps, nous nous contentons d'une décomposition multiplicative simple en supposant que S_{it} résulte d'un effet individuel, propre à chaque salarié et noté μ_i , et d'un effet mensuel, noté π_t :

$$S_{it} = H_{it} \times \mu_i \times \pi_t$$

L'effet individuel s'interprète comme le taux de salaire horaire moyen de l'employé i ; il pourrait, par exemple, être égal à 23,45 €. L'effet mensuel intervient comme un coefficient saisonnier commun à tous les salariés ; il pourrait, par exemple, être égal à 1,5 pour un mois où une prime égale à un demi-mois de salaire est versée. Nous supposons ainsi que les primes mensuelles sont exactement hiérarchisées : un employé dont le salaire est double obtient une prime deux fois plus élevée. Cette décomposition multiplicative est particulièrement simple à calculer, à partir de l'algorithme itératif suivant :

$$\mu_i = \frac{S_i}{\sum_t \pi_t H_{it}} \quad \forall i \quad \text{et} \quad \pi_t = \frac{M_t}{\sum_i \mu_i H_{it}} \quad \forall t$$

L'algorithme de résolution numérique est initialisé en prenant $\pi_t = 1 \quad \forall t$; les deux équations sont évaluées successivement tant qu'un point fixe n'est pas obtenu. L'annexe A donne un exemple du protocole que nous proposons pour imputer, par établissement, les salaires mensuels.

La décomposition multiplicative simple repose sur une hypothèse contestable : les primes sont exactement hiérarchisées. Cette hypothèse est toutefois facile à infirmer. En effet, assez souvent, la décomposition multiplicative simple conduit à des taux de salaire horaire mensuel inférieur au taux minimum. Dans l'exemple illustratif proposé à l'annexe A, cette situation survient à cinq reprises, pour un mois pour le salarié le plus mal payé et pour un autre mois pour les quatre employés à bas salaire. Il faudrait donc envisager une décomposition qui retrace, peu ou prou, une sur-hiérarchisation des primes : le fait que les salariés les plus qualifiés bénéficient d'un régime de primes plus favorable.

Nous avons exploré d'autres protocoles d'imputation, fondés d'une part sur le perfectionnement de cette première approche et, d'autre part, sur un critère permettant de choisir une décomposition particulière. Il semble que la famille suivante de fonctions

$$S_{it} = H_{it} \left[v_i + \alpha_t v_i + \beta_t \mu_i (\mu_i - \lambda \bar{\mu})^\gamma \right] \quad \lambda, \gamma > 0$$

permette de retracer de façon satisfaisante les pratiques salariales des entreprises en matière de primes. Dans ces formes fonctionnelles, le terme α_t est fixé comme suit

$$\alpha_t = \begin{cases} \pi_t - 1 & \forall t \quad \pi_t > 1 \\ 0 & \forall t \quad \pi_t \leq 1 \end{cases}$$

où π_t est l'effet mensuel calculé dans la décomposition multiplicative simple. De même, $\bar{\mu}$ est le plus petit des μ_i qui ont été précédemment calculés. Les paramètres λ et γ , qui commandent la forme de la sur-hiérarchisation des primes, sont fixés *a priori* et les nouveaux effets individuels (les v_i) et mensuels (les β_t) sont calculés en employant le même algorithme que celui utilisé pour la décomposition multiplicative simple.

Le protocole est assez lourd à mettre en œuvre puisque nous procédons par essai sur des valeurs possibles des paramètres λ et γ , pour chaque établissement. Plus précisément, nous calculons une nouvelle décomposition en prenant, alternativement, les valeurs 0,25, 0,5, 0,75 et 1 pour λ et, alternativement, le même jeu de valeurs pour γ . Nous procédons ainsi à 16 essais et retenons, finalement, la décomposition qui est la plus vraisemblable. Nous proposons ainsi deux autres décompositions. La décomposition que nous appelons sophistiquée est celle

pour laquelle nous retenons les valeurs de λ et γ qui donnent le plus petit nombre de taux de salaire mensuel inférieurs au taux minimum ; la décomposition très sophistiquée est celle pour laquelle le montant des réductions de cotisations sur les bas salaires de l'établissement est le plus proche possible du montant que l'on trouve dans les BRC. Les résultats qui suivent sont ceux obtenus pour la décomposition très sophistiquée ; nous utiliserons les décompositions simple et sophistiquée pour tester la robustesse des estimations économétriques.

Il nous est maintenant facile de calculer, au niveau de chaque établissement, l'impact de la variation des réductions de cotisations sur le coût du travail. Notons S_j la masse salariale brute de l'établissement j , W_j les coûts salariaux totaux, θ_j le taux moyen des prélèvements à la charge des employeurs (en regroupant les cotisations sociales *stricto sensu* et les autres prélèvements obligatoires à la charge des employeurs dont l'assiette est le salaire brut) et τ_j le taux moyen des réductions. Les coûts salariaux de l'établissement j sont ainsi égaux à

$$W_j = S_j + \theta_j S_j - \tau_j S_j = (1 + \theta_j - \tau_j) S_j$$

Repérons par l'indice 0 la situation avant l'annualisation où les réductions sont calculées avec le barème mensuel et par l'indice 1 la situation qui prévaut après l'annualisation. Avec le barème mensuel, les réductions de l'établissement j pour toute l'année, notées R_{j0} , sont égales à

$$R_{j0} = \sum_{t=1}^{12} \left(\sum_{i \in j} B(S_{it}, H_{it}) \right)$$

où $B(\cdot, \cdot)$ est la fonction qui représente le barème³. En effet, les réductions sont calculées mois après mois en fonction du salaire brut de l'employé et de son nombre d'heures. Le taux apparent des réductions est ainsi

$$\tau_{j0} = \frac{R_{j0}}{S_j}$$

Par contre, avec le barème annuel, le montant des réductions est égal à

$$R_{j1} = \sum_{i \in j} B(S_i, H_i) \quad \text{et} \quad \tau_{j1} = \frac{R_{j1}}{S_j}$$

où H_i est le nombre d'heures payées dans l'année pour l'employé i . La variation relative des coûts salariaux qui résulte de la réforme est ainsi

$$\Delta w_j = \frac{W_{j1} - W_{j0}}{W_{j0}} = \frac{[(1 + \theta_j - \tau_{j1}) S_j] - [(1 + \theta_j - \tau_{j0}) S_j]}{(1 + \theta_j - \tau_{j0}) S_j} = - \frac{\tau_{j1} - \tau_{j0}}{1 + \theta_j - \tau_{j0}} = - \frac{\Delta \tau_j}{1 + \theta_j - \tau_{j0}}$$

Il nous reste à expliquer la façon dont nous avons calculé le paramètre θ_j , le taux des prélèvements sociaux à la charge des employeurs.

Tout d'abord, nous mobilisons les données des BRC de 2010 qui nous permettent de calculer le taux des cotisations patronales du champ recouvert par les URSSAF. Il s'agit de la somme des cotisations patronales de Sécurité sociale (maladie, vieillesse, allocations familiales, solidarité autonomie, accident du travail), du Fonds national d'aide au logement (FNAL) et du versement transport divisée par l'assiette.

3. En réalité, en 2010, le barème dépend d'un troisième argument : l'assiette des réductions. En effet, le taux des réductions est déterminé par la masse salariale brute de base (celle relative aux heures de base, c'est-à-dire non compris les heures supplémentaires ou complémentaires) et le nombre d'heures de base. Par contre l'assiette des réductions est constituée par l'assiette brute totale des cotisations sociales, y compris l'assiette relative aux heures supplémentaires ou complémentaires.

TABLEAU 2 : Couverture de l'échantillon utilisé dans l'évaluation économétrique

	En 2010.			
	(A)	(B)	(C)	(D)
Nombre d'établissements (milliers)	2 018	1 682	701	256
Effectifs salariés (milliers)	18,1	17,0	9,9	7,5
Salaires bruts (milliards d'€)	487	440	268	213
Médiane des effectifs par établissement	2,4	3,0	4,3	11,2
Réduction de cotisations (milliards d'€)	20,7	20,7	12,4	8,6

(A) Secteur privé du seul champ Acooss.

(B) Établissements qui bénéficient de réductions sur les bas salaires en 2010.

(C) Établissements continûment présents de 2008 à 2013, qui bénéficient de réductions de 2008 à 2013 et qui ne bénéficient pas d'exonérations spécifiques de cotisations.

(D) Échantillon utilisé pour l'évaluation : (C) non compris les établissements qui payent les cotisations trimestriellement ou qui présentent des évolutions extrêmes.

Ensuite, le recouvrement des cotisations d'assurance chômage (assurance chômage et fonds de garantie des salaires) est assuré par les URSSAF seulement depuis 2011. Nous récupérons les montants de cotisations patronales disponibles dans les BRC de 2011, majorés d'un tiers pour le fonds de garantie des salaires (le taux de cotisation du fonds de garantie des salaires passe de 0,4 % en 2010 à 0,3 % en 2011). Nous estimons le taux de cotisation patronale en divisant la somme de ces cotisations par l'assiette.

En ce qui concerne les cotisations aux régimes complémentaires de sécurité sociale (Association pour le régime de retraite complémentaire des salariés ARRCO, Association générale des institutions de retraite des cadres AGIRC, Association pour la gestion du fond de financement AGFF et Contribution exceptionnelle et temporaire de l'AGIRC) qui ne sont pas recouvrées par les URSSAF, nous les estimons à partir des informations disponibles dans les DADS de 2010. Ainsi, les données des DADS nous permettent d'identifier le statut cadre et non cadre de chaque salarié ainsi que l'assiette de cotisation. Nous calculons les montants de cotisations pour chaque salarié en appliquant les taux du régime général. Certaines conventions collectives prévoient des taux différents que nous n'avons pas pris en compte dans nos calculs. Le taux apparent patronal du régime complémentaire est égal à la somme de ces cotisations divisée par l'assiette.

Enfin, les cotisations de la participation à l'effort de construction et celles de nature fiscale (participation à la formation professionnelle, taxe d'apprentissage, contribution au développement d'apprentissage) ne sont pas recouvrées par les URSSAF. Nous imputons les taux pour chaque établissement selon la taille de leur entreprise.

2.2 L'échantillon d'établissements utilisé dans l'évaluation économétrique

Notre évaluation économétrique repose sur l'estimation d'une relation entre y_j (le taux de croissance de l'emploi de l'établissement j), Δw_j (la variation relative du coût du travail de l'établissement j qui résulte de l'annualisation) et de nombreuses variables de contrôle. Le but de cette partie est de décrire les données que nous mobilisons.

L'étude de CRÉPON et DESPLATZ (2001) s'attachait à évaluer les réductions de cotisations en comparant l'évolution de l'emploi entre des entreprises pour lesquelles l'intensité du traitement est variable : certaines ne bénéficiaient pas des réductions, d'autres en profitaient un peu, d'autres enfin en profitaient beaucoup. Leur groupe témoin est ainsi constitué d'entreprises qui

ne disposent pas de réductions parce qu'aucun de leurs salariés n'est éligible. Notre expérimentation est autre : notre groupe témoin ne comporte que des établissements qui bénéficient des réductions et qui ne sont *a priori* guère différents des établissements qui sont membres du groupe « traité ». Le tableau 2 retrace la construction de l'échantillon qui sera utilisé dans l'expérimentation économétrique. On observe ainsi que la plupart des établissements bénéficie de la réduction générale de cotisations sur les bas salaires (voir la colonne intitulée (B) dans ce tableau).

En revanche, on opère une sélection beaucoup plus draconienne quand on se limite au tronc commun des établissements qui ne bénéficient pas d'un autre régime spécifique de réduction de cotisations et qui bénéficient continûment de la réduction générale sur les bas salaires. L'éligibilité à un dispositif de réduction est fixée par salarié ; aussi un établissement peut-il bénéficier simultanément de plusieurs régimes. Comme nous disposons de l'exhaustif des DADS sur le champ de l'Acoss⁴, nous pouvons nous permettre d'opérer une sélection drastique en ne retenant que les établissements dans lesquels on ne trouve aucun salarié qui est rattaché à un autre régime de réduction de cotisations. La colonne (C) du tableau 2 résulte ainsi d'une triple sélection. Tout d'abord, nous ne retenons que des établissements continûment présents de 2008 à 2013 (les présents-présents). En négligeant la marge extensive, nous ne tenons donc pas compte que la hausse des coûts salariaux ait pu conduire à la disparition d'établissements. Ensuite, nous ne prenons que des établissements qui ont, chaque année, bénéficié de la réduction sur les bas salaires. Nous excluons notamment tous les établissements qui, à la suite de l'annualisation, ne bénéficient plus de la mesure. Enfin, nous écartons les établissements qui bénéficient, en sus ou non, d'un autre régime spécifique de réduction de cotisations. Cette exclusion nous semble légitime pour éviter des interférences avec les réformes que les autres régimes de réduction ont pu connaître. Cette sélection, au total, réduit le champ de 45 % en termes de salaires bruts.

Une dernière sélection est intervenue : nous avons, d'une part, exclu les établissements qui ne versent que trimestriellement les cotisations et, d'autre part, éliminé les établissements qui présentent des évolutions extrêmes. Les entreprises de moins de 10 salariés peuvent opter pour un versement trimestriel des cotisations. Nous sommes alors dans l'incapacité d'imputer des salaires mensuels et dans la nécessité d'exclure de notre échantillon ces établissements. Le critère de versement porte toutefois sur l'entreprise. Il subsiste ainsi dans l'échantillon un très grand nombre d'établissements de petite taille : on voit, dans le tableau 2, que la médiane des effectifs est égale à 11,2 pour notre échantillon. Ces établissements de petite taille sont en mesure d'introduire de l'hétéroscédasticité dans les modèles économétriques.

Pour éliminer les établissements qui présentent des évolutions extrêmes, nous avons retenu un critère relatif. Nous prenons, année après année, la distribution du taux de croissance de l'emploi et de la masse salariale brute des établissements. Nous calculons les percentiles de cette distribution. Nous décrétons « aberrants » les points qui se situent dans les deux queues de cette distribution et, en conséquence, nous éliminons de l'échantillon les établissements afférents. Nous avons ainsi filtré l'échantillon en utilisant soit les percentiles P01 et P99, soit les percentiles P02 et P98, soit les percentiles P03 et P97, soit enfin les percentiles P05 et P95. L'utilisation des percentiles P01 et P99 suffit à stabiliser les résultats économétriques.

Notre sélection est donc draconienne : nous retenons, dans l'expérimentation économétrique, 255 775 établissements qui représentent 13 % des établissements, 44 % des salaires bruts totaux et 42 % du montant agrégé des réductions de cotisations. Cette sélection est parfois justifiée (comme par exemple se limiter aux établissements qui bénéficient des réductions afin que le groupe « traité » soit le plus possible comparable au groupe témoin) ; elle est parfois obligée (comme par exemple se contenter des établissements pour lesquels nous disposons de

4. Le champ couvert par l'Acoss est presque complet à l'exception notable de la Mutualité sociale agricole (MSA).

TABLEAU 3 : Distribution du taux moyen des réductions de cotisations τ_0 et de l'augmentation du coût moyen du travail Δw par établissement

	en %			
	τ_0		Δw	
	brutes	pondérées	brutes	pondérées
Moyenne	7,8	4,4	0,23	0,27
P10 – 1er décile	1,5	0,29	-0,25	0
P25 – 1er quartile	3,3	0,90	0	0,024
P50 – Médiane	6,7	3,0	0,14	0,15
P75 – 3e quartile	11	6,6	0,54	0,46
P90 – 9e décile	16	11	1,0	0,84

Champ : les 255 775 établissements utilisés dans l'évaluation économétrique. Les nombres sont présentés avec deux chiffres.

Lecture du tableau : La moyenne, calculée sur les 255 775 établissements utilisés dans la suite de cette étude, du taux moyen des réductions de cotisations est égale à 7,8 %. La moyenne pondérée est égale à 4,4 %; cette moyenne, en raison de la pondération retenue, est égale au taux moyen agrégé qui résulterait du montant agrégé des réductions rapporté au montant agrégé de l'assiette.

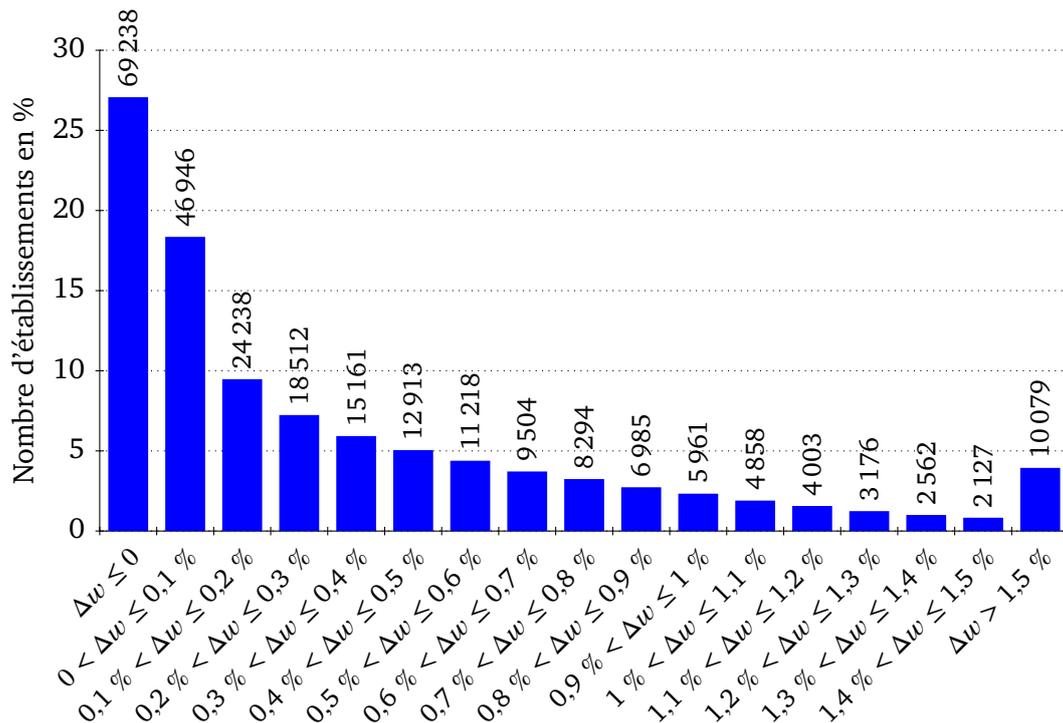
La pondération utilisée est la masse salariale brute de l'établissement, c'est-à-dire l'assiette dé plafonnée des cotisations sociales.

l'information mensuelle).

En nous limitant à cet échantillon, nous avons porté, dans le tableau 3, quelques statistiques pour caractériser la distribution par établissement du taux moyen des réductions en 2010 (avant l'annualisation) et de l'augmentation du coût moyen du travail qui résulte de l'annualisation, deux grandeurs que nous avons notées τ_0 et Δw . En 2010, la réglementation distinguait deux taux maxima pour les réductions : 28,1 % pour les petites entreprises et 26 % pour les autres. Notre échantillon ne comporte que des établissements qui ont bénéficié des réductions de 2008 à 2013 ; aussi le taux moyen des réductions, calculé sur cet échantillon, est-il supérieur au taux moyen du champ total Acooss. En effet, on trouve 5,8 % pour le taux moyen pondéré de l'échantillon contre 4,2 % pour le total du champ. Ce taux est très dispersé, traduisant la grande hétérogénéité de l'utilisation, entre les établissements, de la main-d'œuvre à bas salaire. On observe aussi que la dispersion est plus élevée pour la distribution non pondérée que pour la distribution pondérée : les bas salaires sont plus fréquents dans les établissements de petite taille. Enfin, le 9e décile est particulièrement élevé : il s'établit, pour la distribution non pondérée, à 15,7 % ce qui correspond à une baisse de l'ordre de 10 % du coût moyen du travail.

L'annualisation des réductions constitue un « choc » sur le coût du travail ; la distribution de Δw donne la mesure de ce choc. La hausse moyenne pondérée sur notre échantillon, qui est donc égale à 0,27 % (cf. le tableau 3), est un peu inférieure à la hausse sur le champ total. Nous avons estimé à près de 2,2 milliards d'euros la baisse agrégée des réductions imputable à l'annualisation ; cette baisse doit être rapportée à des coûts salariaux totaux de l'ordre de 700 milliards d'euros en 2010 : la hausse sur le total du champ est ainsi de l'ordre de 0,31 %. On observe une très forte dispersion du choc : un très grand nombre d'établissements, au moins un quart, n'ont pas été touchés par l'annualisation. On observe aussi la curiosité suivante : l'annualisation s'est traduite, pour un petit nombre d'établissements, par une *baisse* du coût du travail. Cette curiosité provient de la prise en compte des heures supplémentaires dans le calcul des réductions : le taux est calculé seulement sur les éléments relatifs aux heures de base mais l'assiette est l'assiette totale des cotisations. Si des heures supplémentaires sont assurées pendant les mois où des primes sont versées, la rémunération de ces heures supplémentaires

FIGURE 6 : Histogramme de la hausse du coût moyen du travail Δw pour les 255 775 établissements utilisés dans l'évaluation économétrique



ne bénéficie que d'un faible taux de réduction avec le barème mensuel. Il est donc possible que le barème annuel, dans ce cas de figure, soit plus avantageux.

L'histogramme de la distribution de Δw est représenté sur la figure 6. Plus d'un quart des établissements n'est absolument pas affecté par l'annualisation : pour 69 238 établissements, on a $\Delta w \leq 0$. On voit aussi qu'un très grand nombre d'établissements ne sont que très faiblement impactés par l'annualisation. Les hausses du coût moyen sont insignifiantes (inférieures par exemple à 0,1 %) pour près de 50 000 établissements. Dans le même temps, un nombre non négligeable d'établissements ont fait face à une augmentation sensible de leurs coûts salariaux, très variable cependant. C'est cette variabilité que nous allons exploiter dans l'expérimentation économétrique ; nous conduisons, dans un premier temps, une analyse descriptive de l'échantillon afin de mieux le caractériser.

Dans le tableau 4, nous portons le premier décile (P10), la médiane (P50) et le dernier décile (P90) de la distribution du taux apparent des réductions (τ_0) en fonction de la hausse du coût moyen du travail. Nous ne reprenons pas exactement les groupes du graphique 6 : ces groupes sont de taille très différente et nous ne voudrions pas que nos résultats soient affectés, dans une proportion variable, par les fluctuations d'échantillonnage. Plus précisément, nous reprenons les trois premiers groupes du graphique 6 :

Groupe 1 : $\Delta w \leq 0$ Groupe 2 : $0 < \Delta w \leq 0,1$ % Groupe 3 : $0,1 \% < \Delta w \leq 0,2$ %

où Δw est la hausse du coût du travail qui résulte de l'annualisation des réductions. Ces trois groupes sont constitués, respectivement, de 69 238, 46 946 et 24 238 établissements ; ils jouent un rôle particulier dans notre modélisation économétrique (cf. ci-après). Ensuite, nous répartissons les établissements restants en dix groupes de taille comparable en recherchant donc les seuils qui permettent d'obtenir une telle partition. On voit dans le tableau 4 que ces dix groupes sont constitués de plus de 11 500 établissements et qu'il faut, par exemple, retenir un seuil plancher de 1,43 % pour définir le dernier groupe.

TABLEAU 4 : Distribution du taux apparent des réductions de cotisations, de la proportion des établissements situés en Île-de-France et de la proportion des établissements industriels en fonction de la hausse du coût moyen du travail engendrée par l'annualisation des réductions

Groupe de Δw	Plancher de Δw	Nombre d'étab.	En %								
			τ_0			Île-de-France			Industrie		
			P10	P50	P90	N	Eff.	Ass.	N	Eff.	Ass.
1	—	69 238	3,9	12	20	12	14	14	11	4,1	3,5
2	0	46 946	0,61	5,6	14	19	21	21	16	6,4	5,6
3	0,1	24 238	0,74	4,7	13	19	21	21	17	6,6	5,9
4	0,2	11 536	0,89	4,5	12	18	22	22	18	6,4	5,5
5	0,260	11 536	1,0	4,4	12	17	21	21	18	6,5	5,7
6	0,328	11 535	1,2	4,3	12	16	19	19	19	6,3	5,3
7	0,407	11 535	1,4	4,4	12	17	20	20	19	6,5	5,6
8	0,496	11 536	1,6	4,6	12	15	23	25	18	5,3	4,4
9	0,599	11 535	1,8	4,9	12	14	20	20	19	5,7	4,7
10	0,722	11 535	2,1	5,3	12	14	18	17	17	5,4	4,6
11	0,872	11 535	2,5	5,8	12	13	16	16	17	4,8	4,1
12	1,08	11 536	2,9	6,4	12	12	17	17	16	4,7	3,9
13	1,43	11 534	3,8	7,4	12	10	15	15	13	3,6	3,0
Total	—	255 775	1,5	6,7	16	15	19	19	15	5,5	4,7

Champ : les 255 775 établissements utilisés dans l'évaluation économétrique. Les pourcentages sont présentés avec deux chiffres.

Lecture du tableau : Le premier groupe est constitué des 69 238 établissements pour lesquels la hausse du coût moyen du travail Δw est négative ou nulle ($\Delta w \leq 0$). Dans ce groupe, la médiane (le 50e percentile noté P50) du taux apparent des réductions de cotisations (noté τ_0) est égale à 12 %. Dans ce même groupe, la proportion des établissements situés en Île-de-France est égale à 12 % quand cette proportion est mesurée par le nombre d'établissements, à 14 % quand elle est mesurée par les effectifs et à 14 % quand elle est mesurée par l'assiette brute déplafonnée (la masse salariale brute de l'établissement). Toujours dans ce même groupe, la proportion des établissements dont l'activité principale relève de l'industrie (au sens large) est égale, en reprenant respectivement les trois mesures précédentes, à 11 %, 4,1 % et 3,5 %.

Pour τ_0 , le taux apparent des réductions avant leur annualisation, on observe une relation en forme de « U » entre ce taux et la hausse du coût du travail. On trouve ainsi des établissements qui emploient de la main-d'œuvre peu qualifiée et qui versent très peu de primes ; on trouve aussi des établissements dans l'autre cas de figure : main-d'œuvre peu qualifiée et primes importantes. Cette relation non monotone sera prise en compte dans le modèle économétrique en introduisant comme variables de contrôle le taux apparent τ_0 et le taux apparent au carré τ_0^2 .

Les trois colonnes suivantes du tableau 4 cherchent à mettre en évidence un lien avec la localisation des établissements. Nous nous contentons d'un indicateur frustré : la proportion d'établissements, dans chaque groupe, situés en Île-de-France. Cet indicateur est calculé de trois façons différentes : la proportion est mesurée par le nombre d'établissements, par le nombre de salariés de l'établissement et, enfin, par l'assiette brute de l'établissement. Dans la dernière ligne du tableau 4, on voit que dans notre échantillon 15 % des établissements sont situés en Île-de-France mais que cette proportion monte à 19 % quand elle est mesurée par les effectifs salariés (colonne notée « Eff. »). On en déduit ainsi que les établissements en Île-de-France sont, dans notre échantillon, de taille plus élevée que la moyenne. Nous mettons en évidence un lien en forme de dos d'âne entre cette proportion et la hausse du coût du travail : les établissements situés en Île-de-France sont plus souvent impactés avec une intensité

TABLEAU 5 : Distribution de la taille des établissements et des entreprises en fonction de la hausse du coût moyen du travail engendrée par l'annualisation des réductions

Groupe de Δw	Plancher de Δw (en %)	Nombre d'étab.	Établissement						Entreprise					
			Effectifs			Assiette			Effectifs			Assiette		
			P10	P50	P90	P10	P50	P90	P10	P50	P90	P10	P50	P90
1	—	69 238	2,0	6,8	31	1,6	7,7	41	2,3	14	790	2,0	17	1 000
2	0	46 946	4,6	18	84	6,0	28	140	9,0	37	1 400	12	60	2 100
3	0,1	24 238	4,7	15	68	6,4	25	120	10	39	2 100	14	67	3 500
4	0,2	11 536	4,3	14	64	6,0	25	120	10	41	2 600	14	71	4 300
5	0,260	11 536	4,2	14	62	5,7	24	110	10	43	2 900	14	75	5 000
6	0,328	11 535	4,0	13	65	5,5	24	120	10	48	3 100	15	85	5 600
7	0,407	11 535	4,0	13	67	5,6	23	120	10	51	3 900	16	89	6 400
8	0,496	11 536	3,9	13	65	5,4	22	110	10	61	5 500	16	100	9 300
9	0,599	11 535	3,6	13	69	5,1	21	120	10	77	7 600	16	130	12 000
10	0,722	11 535	3,3	12	68	4,8	20	110	11	100	10 000	16	160	13 000
11	0,872	11 535	3,2	11	60	4,6	17	100	11	130	14 000	16	210	18 000
12	1,08	11 536	3,0	9,4	49	3,9	14	85	10	150	15 000	16	250	19 000
13	1,43	11 534	1,8	5,3	26	1,8	7,6	46	8,3	140	15 000	12	220	19 000
Total	—	255 775	2,9	11	57	3,3	17	96	5,7	34	2 900	6,6	54	4 800

Champ : les 255 775 établissements utilisés dans l'évaluation économétrique. Les nombres sont présentés avec deux chiffres.

Lecture du tableau : le premier groupe est constitué des 69 238 établissements pour lesquels la hausse du coût moyen du travail Δw est négative ou nulle ($\Delta w \leq 0$) ; dans ce groupe, la médiane (le 50e percentile noté P50) de la taille des établissements (mesurée par les effectifs moyens de 2008 à 2010) est égale à 6,8 salariés, quand la taille est mesurée par l'assiette déplafonnée de 2010, exprimée en salariés/année rémunérés au salaire minimum, la médiane est égale à 7,7. En prenant l'entreprise de chacun des établissements, ces deux chiffres sont respectivement égaux à 14 et à 17.

moyenne.

Les trois dernières colonnes du tableau 4 s'attachent à la dimension sectorielle. Nous examinons la proportion des établissements dont l'activité principale relève de l'industrie. Ces établissements sont en moyenne de petite taille si bien que la proportion, quand elle est mesurée par le nombre d'établissements, est plus élevée (15 %) que quand elle est mesurée par les effectifs ou par l'assiette brute (respectivement, 5,5 % et 4,7 %). On obtient un lien très marqué, en forme de dos d'âne : peu d'établissements industriels sont impactés faiblement ou fortement. Ces établissements auraient ainsi des caractéristiques médianes : main-d'œuvre moyennement qualifiée et/ou pratiques salariales modérées en termes de versement de primes.

Dans le tableau 5, nous étudions la relation entre la hausse du coût du travail et la taille soit de l'établissement soit de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient. Il importe de distinguer ces deux dimensions : nous conduisons l'étude économétrique au niveau des établissements mais les politiques salariales comprennent bien souvent une forte composante d'entreprise. Dans le tableau 5, on trouve une relation croissante très nette entre la hausse du coût du travail et la taille de l'entreprise, relation qui plafonne toutefois pour les plus fortes hausses du coût du travail. Cette relation croissante est encore plus marquée quand la taille est mesurée par l'assiette déplafonnée. On sait que les primes sont beaucoup plus fréquentes dans les grandes entreprises que dans les plus petites. On n'observe toutefois pas la même relation quand la taille est appréhendée au niveau de l'établissement. Le lien est, cette fois-ci, en forme de dos d'âne : les établissements de petite taille sont soit faiblement impactés soit fortement impactés. En croisant ce résultat avec le précédent, on voit se dessiner une opposi-

tion entre les petits établissements des petites entreprises (voire les petites entreprises) et les petits établissements des grandes entreprises. Les primes sont fréquemment versées au sein de cette seconde population.

Cette première analyse descriptive montre que les conséquences de l'annualisation des réductions ont été plus particulièrement marquées dans une partie seulement des établissements qui emploient de la main-d'œuvre peu qualifiée, dans les établissements des secteurs non industriels et dans les grandes entreprises (et notamment dans les petits établissements de ces grandes entreprises). Par contre, ces conséquences ont été plus particulièrement limitées dans l'autre partie des établissements qui emploient de la main-d'œuvre peu qualifiée, dans les établissements situés en Île-de-France et dans les petits établissements des petites entreprises. Pour mettre en évidence l'effet propre de la hausse du coût du travail sur l'emploi peu qualifié, il conviendra de contrôler de ces facteurs dont l'analyse descriptive souligne l'influence.

Nous ne sommes pas dans la situation des essais cliniques où il est possible de supposer la présence d'un groupe témoin et d'un groupe « traité » ; il faut au contraire supposer une intensité variable du traitement. Nous avons alors développé deux approches pour évaluer la force du lien entre le coût du travail et l'emploi peu qualifié.

3 L'estimation du lien entre le coût du travail et l'emploi peu qualifié

Pour estimer la force du lien entre le coût du travail et l'emploi peu qualifié, nous mettons en œuvre tout d'abord une approche paramétrique ; nous recourons ensuite à une approche non paramétrique.

3.1 L'approche paramétrique

L'annualisation des réductions intervient en 2011 ; il nous a semblé judicieux de distinguer la période de trois ans qui couvre les années de 2008 à 2010 et la période de trois ans des années 2011 à 2013. Pour ces deux périodes, nous calculons à partir des BRC un niveau moyen d'emploi par établissement que nous notons, respectivement, z_{j0} et z_{j1} . On ne trouve dans les BRC que le nombre de salariés employés et non le nombre en équivalent temps plein. Notre variable d'intérêt y_j est ainsi le taux de croissance de l'emploi par établissement :

$$y_j = \frac{z_{j1} - z_{j0}}{z_{j0}}$$

En prenant des périodes de trois ans, nous souhaitons concilier, d'une part, une évaluation du niveau de l'emploi qui ne soit pas trop tributaire des aléas annuels et, d'autre part, un laps de temps suffisamment long pour que les établissements aient pu ajuster l'emploi à la suite du choc sur le coût du travail intervenu entre 2010 et 2011.

Notre point de départ est constitué par une relation à élasticité constante entre l'emploi et le coût du travail, exprimée en taux de croissance :

$$y_j = \frac{z_{j1} - z_{j0}}{z_{j0}} = a + \varepsilon \Delta w_j + c x_j + u_j \quad j = 1, \dots, M$$

où x_j figure l'ensemble des variables de contrôle introduites en sus dans l'équation, où ε est l'élasticité de l'emploi au coût du travail, où u_j est le terme d'erreurs et où M est le nombre d'observations, c'est-à-dire le nombre d'établissements. Nous attendons une valeur estimée négative pour ε , traduisant une relation décroissante entre le coût du travail et l'emploi peu

qualifié. Comme nous cherchons à mettre en évidence l'effet des hausses du coût du travail, nous annulons la valeur de Δw_j quand, dans de rares cas, celle-ci est négative⁵.

Cette équation est, implicitement, une équation « en double différence ». En effet, en premier lieu, nous comparons bien le niveau d'emploi après l'annualisation et avant l'annualisation en spécifiant l'équation en taux de croissance. En second lieu, en introduisant la variable Δw_j , nous intégrons bien dans l'équation une mesure de la différence de traitement entre les établissements. Habituellement, une équation « en double différence » se présente comme suit

$$r_{j1} - r_{j0} = a + b t_j + u_j$$

où r_j est la variable de résultat et t_j est la variable indicatrice qui repère l'appartenance au groupe « traité » (t_j est égale à 1 si l'individu j appartient au groupe « traité », à 0 sinon). Dans notre spécification, l'intensité du traitement est variable ; aussi n'est-il pas possible d'introduire une variable indicatrice pour repérer le traitement. Nous introduisons Δw_j qui retrace l'intensité du traitement : si un établissement subit une hausse deux fois plus importante du coût moyen du travail qu'un autre établissement, nous supposons que cet établissement a subi un traitement avec une intensité double. Dans le langage des essais cliniques, nous dirions que le patient a reçu une double dose.

Nous introduisons un grand nombre de variables de contrôle dans l'équation pour nous assurer de mettre en évidence l'effet propre de la hausse du coût du travail. L'équation étant en différence, tous les effets constants au cours du temps n'ont pas à être spécifiés. Nous cherchons à contrôler de tendances qui ne seraient pas communes entre les établissements. Nous incluons dans l'équation 156 variables de contrôle, ce qui ne présente *a priori* pas de difficultés en raison du très grand nombre d'observations dont nous disposons. Nous introduisons la constante, le taux moyen des réductions de cotisations de l'établissement j avant l'annualisation noté τ_{j0} , ce même taux au carré noté $(\tau_{j0})^2$, 9 indicatrices de taille de l'établissement (en mesurant la taille de l'établissement par les effectifs moyens entre 2008 et 2010 notée z_{j0} et en utilisant les déciles pour former les groupes de taille), 9 indicatrices de taille de l'entreprise (en mesurant la taille de l'entreprise par son assiette brute en 2010 et en utilisant les déciles pour former des groupes de taille), 35 indicatrices sectorielles (pour retracer l'activité principale de l'établissement appréhendée au niveau de la NACE 38) et, enfin, 100 indicatrices départementales (pour retracer les 101 départements pris en compte).

Nous avons voulu prendre en compte à la fois la taille de l'établissement et la taille de l'entreprise puisque nous avons notamment mis en évidence la situation particulière des petits établissements des grandes entreprises. Toutefois, nous avons été obligé de retenir deux mesures différentes de la taille pour stabiliser les résultats : les effectifs salariés pour les établissements et l'assiette brute pour les entreprises. Les indicatrices départementales captent, de façon frustrante, les dynamiques de développement propres à chaque territoire mais aussi les éventuelles tensions sur les bassins d'emploi pour retracer des effets situés du côté de l'offre de travail.

Nous retenons dans un premier temps une approche paramétrique en spécifiant le lien entre y_j et Δw_j sous la forme d'une équation linéaire : $y_j = a + \varepsilon \Delta w_j$. Nous faisons ainsi l'hypothèse d'un lien de proportion entre la cause et la conséquence : une hausse deux fois plus grande produit un effet deux fois plus important. Nous estimons en outre des formes paramétriques plus flexibles en recourant à des polynômes de degré 2 ou 3 en fonction de Δw . En introduisant un terme quadratique, l'équation estimée devient

$$y_j = a + b_1 \Delta w_j + b_2 (\Delta w_j)^2 + c x_j + u_j \quad j = 1, \dots, M$$

5. Nous avons déjà évoqué cette curiosité qui ne concerne qu'un nombre limité d'établissement et qui provient de l'intégration dans l'assiette des réductions de la rémunération liée aux heures supplémentaires. Cette baisse du coût du travail n'est une baisse que du coût des heures supplémentaires.

TABLEAU 6 : Résultats des trois modèles paramétriques estimés

Variable	Modèle		
	(1)	(2)	(3)
Δw	-0,71 [-0,87; -0,55]	-0,48 [-0,78; -0,20]	-0,11 [-0,48; 0,36]
$(\Delta w)^2$	—	-12 [-24; 1,4]	-45 [-79; -19]
$(\Delta w)^3$	—	—	550 [190; 1 200]
λ	0,20 [0,19; 0,21]	0,20 [0,19; 0,21]	0,20 [0,19; 0,21]
Emploi	-17 444 [-21 366; -13 503]	-14 199 [-19 512; -9 217]	-10 555 [-16 098; -4 083]

La variable expliquée est le taux de croissance de l'emploi. Les modèles sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance en raison de la spécification de l'hétéroscédasticité : $V(u_j) = \sigma^2/z_{j0}^\lambda$. L'échantillon comporte 255 775 établissements. Les modèles estimés comprennent en outre 156 variables de contrôle : la constante, τ_0 , $(\tau_0)^2$, 9 indicatrices de taille de l'établissement (pour retracer des déciles de taille mesurée par les effectifs), 9 indicatrices de taille de l'entreprise (pour retracer des déciles de taille mesurée par l'assiette déplaçonnée), 35 indicatrices sectorielles (pour retracer les secteurs de la nomenclature NACE 38) et 100 indicatrices départementales (pour retracer les 101 départements pris en compte). L'intervalle de confiance à 95 % entre crochets est obtenu par *bootstrap* ; il est donc robuste par rapport à des spécifications plus générales de l'hétéroscédasticité du terme d'erreur.

et l'élasticité varie en fonction de la valeur de Δw . En introduisant un terme quadratique et un terme au cube, l'équation est alors la suivante

$$y_j = a + b_1 \Delta w_j + b_2 (\Delta w_j)^2 + b_3 (\Delta w_j)^3 + c x_j + u_j \quad j = 1, \dots, M$$

Notre échantillon comporte finalement un nombre important d'établissements de petite taille pour lesquels le taux de croissance de l'emploi est relativement volatile. Il en résulte de l'hétéroscédasticité qu'il convient de prendre en compte pour notamment stabiliser les résultats. Nous avons choisi de spécifier celle-ci sous la forme suivante :

$$V(u_j) = \sigma^2/z_{j0}^\lambda \quad \forall j \quad \lambda \geq 0$$

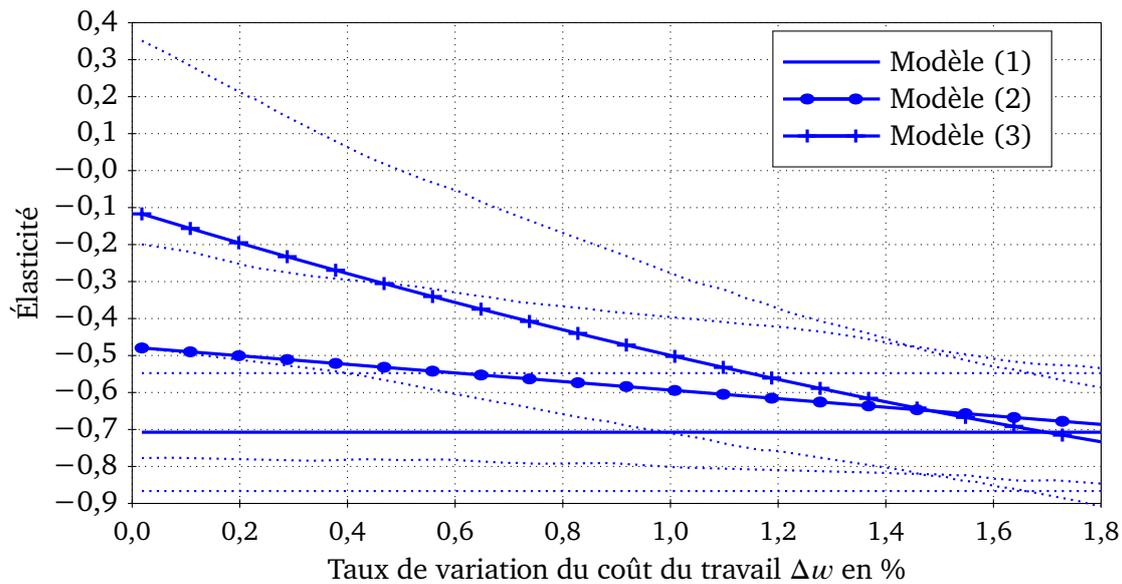
où λ est un paramètre à estimer. L'annexe B motive précisément cette spécification de l'hétéroscédasticité et présente la méthode d'estimation retenue, fondée sur le maximum de vraisemblance.

Le tableau 6 rassemble les résultats de l'estimation des trois modèles qui relèvent de cette approche paramétrique. La spécification linéaire, le modèle (1), met en évidence un lien fort entre l'emploi et le coût du travail : l'élasticité y est de l'ordre de $-0,7$. Il s'ensuivrait un effet défavorable sur l'emploi de l'annualisation, évalué à près de $-17 000$ emplois. Par contre, la spécification quadratique, le modèle (2), fournit des résultats moins nets : l'effet serait, en valeur absolue, plus faible quand la hausse du coût du travail est faible. Il est toutefois difficile d'interpréter directement les valeurs estimées des coefficients de Δw et de $(\Delta w)^2$ dans le modèle (2). En notant \hat{b}_1 et \hat{b}_2 les estimations de ces deux coefficients, l'élasticité estimée en fonction de Δw est égale à

$$\hat{\varepsilon} = \frac{\hat{b}_1 \Delta w + \hat{b}_2 (\Delta w)^2}{\Delta w} = \hat{b}_1 + \hat{b}_2 \Delta w$$

La droite représentative de cette fonction est tracée sur la figure 7 : cette élasticité est ainsi comprise entre $-0,48$ et $-0,69$ quand la hausse du coût du travail varie de 0 à 1,8 %. L'élasticité ne serait donc pas constante : on peut songer à des coûts fixes d'ajustement qui conduisent les établissements à modifier l'organisation de la production seulement si le coût du travail a beaucoup augmenté. Dans le modèle (2), l'effet sur l'emploi de l'annualisation est plus faible :

FIGURE 7 : Élasticité de l'emploi par rapport au coût du travail dans les modèles (1), (2) et (3) (les courbes en pointillé figurent l'intervalle de confiance à 95 %)



de l'ordre de $-14\,000$ emplois, soit une diminution de 20 % par rapport à l'estimation du modèle (1).

Ce trait (élasticité variable, d'autant plus élevée que le choc sur le coût du travail est important) est encore accentué dans le modèle (3). En effet, dans ce modèle, l'élasticité n'est pas significativement différente de 0 tant que la hausse du coût du travail est inférieure à 0,4 % (cf. la figure 7 où l'intervalle de confiance à 95 % a été représenté). Il faudrait une augmentation suffisamment élevée du coût du travail pour pouvoir en apprécier ses effets en raison notamment de coûts fixes de réorganisation de la production voire de licenciements. L'effet de l'annualisation sur l'emploi est, par rapport aux modèles (1) ou (2), encore plus faible : de l'ordre de 11 000 emplois auraient été détruits par l'annualisation des réductions.

L'approche paramétrique ne permet donc pas de stabiliser les résultats : les modèles (2) et (3) restent des modèles concurrents qui livrent cependant des enseignements différents notamment sur l'importance des coûts fixes d'ajustement de l'emploi qui semblent très élevés dans le modèle (3). Nous concluons cette approche paramétrique en cherchant à apprécier la robustesse de nos estimations, en ne considérant que le modèle (2) pour faire simple. Nous évaluons tout d'abord le rôle des variables de contrôle. Ces variables de contrôle permettent de pallier le fait que les établissements du groupe témoin n'ont pas été sélectionnés au hasard, à la différence des expérimentations avec affectation aléatoire des participants. Nous avons déjà souligné que l'annualisation des réductions constituait une « quasi expérience naturelle » puisque les pratiques salariales des entreprises, en matière de montant des primes et de périodicité de leurs versements, pouvaient être très largement considérées comme indépendantes de leurs comportements de fixation du niveau d'emploi. Notre conjecture, si elle était vérifiée, conduirait à l'obtention de résultats peu différents dans les régressions avec ou sans variables de contrôle.

Le tableau 7 permet de comparer les résultats du modèle (2) (le modèle qui spécifie l'effet de la hausse du coût moyen du travail sous la forme des deux variables explicatives Δw et $(\Delta w)^2$) quand les variables de contrôle sont présentes ou non dans le modèle estimé. Les résultats des deux estimations sont assez différents : en l'absence des variables de contrôle, on obtient une élasticité d'autant plus faible (en valeur absolue) que la hausse du coût du travail est importante. Cet effet est difficile à interpréter. En dépit de nos arguments selon lesquels l'annualisation des réductions serait une « quasi expérience naturelle » et le groupe témoin ne

TABLEAU 7 : Effets des variables de contrôle dans le modèle (2)

Variable	Variables de contrôle	
	oui	non
Δw	-0,48 [-0,78; -0,20]	-0,99 [-1,3; -0,74]
$(\Delta w)^2$	-12 [-24; 1,4]	15 [3,5; 28]
λ	0,20 [0,19; 0,21]	0,20 [0,19; 0,21]
Emploi	-14 199 [-19 512; -9 217]	-21 208 [-26 546; -16 777]

Voir la note du tableau 6.

TABLEAU 8 : Effet des modes de mensualisation dans le modèle (2)

Variable	Mensualisation		
	très sophistiquée	sophistiquée	simple
Δw	-0,48 [-0,78; -0,20]	-0,48 [-0,78; -0,20]	-0,29 [-0,60; -0,014]
$(\Delta w)^2$	-12 [-24; 1,4]	-12 [-24; 1,5]	-17 [-29; -3,2]
λ	0,20 [0,19; 0,21]	0,20 [0,19; 0,21]	0,20 [0,19; 0,21]
Emploi	-14 199 [-19 512; -9 217]	-14 214 [-19 529; -9 236]	-10 783 [-16 201; -5 951]

Voir la note du tableau 6.

différerait des groupes « traités » que par des facteurs indépendants des facteurs qui fixent le niveau d'emploi, il nous faut reconnaître l'importance des variables de contrôle pour obtenir des résultats probants.

Nous nous proposons, en second lieu, de comparer les résultats en fonction des modes d'imputation des salaires mensuels. Nous avons développé trois méthodes : la décomposition multiplicative simple, la mensualisation sophistiquée et la mensualisation très sophistiquée. Pour le moment, nous n'avons présenté les résultats que pour des salaires obtenus au moyen de la mensualisation très sophistiquée. On suppose, bien sûr, que les résultats sont relativement sensibles à la méthode de mensualisation. En effet, la mensualisation joue un rôle déterminant dans le calcul de la hausse du coût moyen du travail qui résulte de l'annualisation des réductions. L'incertitude liée aux modes de mensualisation induit ainsi une erreur de mesure qui porte sur l'augmentation du coût du travail, c'est-à-dire sur une variable explicative du modèle de régression.

Le tableau 8 rassemble les résultats du modèle (2) pour les différents modes d'imputation des salaires mensuels. La première colonne de ce tableau rapporte les résultats que nous avons déjà présentés, ceux relatifs à la mensualisation très sophistiquée. Ces résultats sont extrêmement proches de ceux obtenus avec la mensualisation sophistiquée. Il est vrai que ces deux modes ne diffèrent pas beaucoup puisqu'ils reposent tous les deux sur l'estimation d'un modèle de formation des primes sur-hiérarchisées. Par contre, les résultats sont plus éloignés quand ils procèdent du mode d'imputation qui s'appuie la décomposition multiplicative simple. Les effets sur l'emploi, notamment, sont sensiblement plus faibles. Il est donc possible de supposer que la décomposition simple induit de plus fortes imprécisions que les deux autres modes d'imputation. L'augmentation du coût du travail serait ainsi affectée d'une plus forte erreur de mesure au cas de la décomposition simple et l'estimation de son effet sur l'emploi en serait biaisée. Ce biais, s'agissant d'une erreur de mesure, est toujours un biais vers zéro : on expliquerait ainsi le plus faible effet sur l'emploi.

Nous complétons maintenant l'approche paramétrique par une approche non paramétrique où nous ne spécifions pas la forme prise par la relation entre l'emploi peu qualifié et le coût

du travail.

3.2 L'approche non paramétrique

Au regard du grand nombre d'observations dont nous disposons, il est un peu dommage de trop fortement contraindre la forme du lien entre l'emploi peu qualifié et le coût du travail, lien dont nous cherchons à estimer la force. Nous nous tournons ainsi vers une approche non paramétrique en privilégiant les données issues de la méthode très sophistiquée d'imputation des salaires mensuels. Nous sommes cependant attachés à une interprétation des résultats en termes d'élasticité. Nous nous proposons ainsi de découper, dans un premier temps, la hausse moyenne du coût du travail en un certain nombre de tranches. Nous ne retenons pas les 17 tranches de l'histogramme de la figure 6 pour lequel l'étendue de chaque tranche est de 0,1 point de pourcentage. Nous préférons reprendre les 13 groupes des tableaux 4 et 5⁶. Dans un deuxième temps, nous calculons la moyenne, dans chaque groupe de Δw , de l'augmentation du coût du travail. Par exemple, pour le deuxième groupe qui est défini par la condition $0 < \Delta w \leq 0,1 \%$, la moyenne de Δw est égale à 0,000404. Cette moyenne n'est pas égale à la demi-somme des bornes de la tranche (qui serait égale à 0,0005) parce que l'augmentation du coût du travail n'est pas distribuée de manière uniforme dans ce groupe. Dans un troisième temps, nous construisons la variable indicatrice qui, tout à la fois, repère l'appartenance à un groupe et donne la valeur moyenne de l'augmentation du coût du travail dans le groupe. Nous employons la notation suivante pour formaliser ce calcul

$$0,000404 \times \mathbb{1}(0 < \Delta w \leq 0,1 \%)$$

où la fonction $\mathbb{1}(\cdot)$ donne 1 si son argument, qui est une proposition, est vraie et 0 sinon. L'intérêt de cette construction est de pouvoir interpréter le coefficient de la variable indicatrice directement comme l'élasticité de l'emploi au coût du travail pour ce groupe d'augmentation du coût du travail. On dispose ainsi directement de l'estimation d'un effet local du traitement.

Il nous faut maintenant spécifier explicitement le groupe témoin. En effet, dans l'approche paramétrique, l'hypothèse identifiante implicitement retenue découle directement de la quantification de la variable de traitement : quand l'augmentation du coût moyen du travail est nulle, il est supposé que le traitement n'a pas d'effet. Dans l'approche non paramétrique, nous ne pouvons pas introduire les 13 variables indicatrices dont nous venons de détailler la construction : il nous faut retenir une variable de référence de sorte que les effets estimés s'expriment par rapport à cette variable de référence. Cette variable de référence identifie explicitement le groupe témoin.

Dans un premier temps, nous prenons le premier groupe, celui pour laquelle on a $\Delta w \leq 0$, comme groupe témoin : cela revient à exclure de la régression la première variable indicatrice. Les résultats sont présentés dans la première colonne du tableau 9. Une représentation graphique de ces résultats est proposée à la figure 8. Les élasticités estimées sont très souvent positives et les estimations obtenues pour les premières tranches sont particulièrement élevées. On retrouve ainsi, sous une forme particulièrement exacerbée, les résultats du modèle (3) en étant maintenant capable d'en donner une explication. En effet, ces résultats relèvent d'une définition bien trop restrictive du groupe témoin. Il n'est pas possible d'exclure du groupe témoin les établissements qui n'ont été affectés qu'imperceptiblement par l'annualisation. Le fait que l'évaluation de la hausse du coût du travail soit tributaire de la méthode d'imputation

6. Nous nous sommes rendus compte qu'en prenant des groupes comportant un trop petit nombre d'établissements, nous courons le risque d'un *overfitting*, c'est-à-dire du recours à un modèle trop sophistiqué par rapport aux données disponibles. Le risque est alors de modéliser les fluctuations d'échantillonnage et non l'information apportée par les données.

TABLEAU 9 : Résultats des modèles non paramétriques

Variable	Groupe témoin		
	$\Delta w \leq 0$	$\Delta w \leq 0,1 \%$	$\Delta w \leq 0,2 \%$
$0,000404 \times \mathbb{1}(0 < \Delta w \leq 0,1 \%)$	11 [4,8; 18]	—	—
$0,00147 \times \mathbb{1}(0,1 \% < \Delta w \leq 0,2 \%)$	1,9 [-0,24; 4,2]	0,068 [-1,7; 2,0]	—
$0,00230 \times \mathbb{1}(0,2 \% < \Delta w \leq 0,260 \%)$	1,0 [-0,90; 2,6]	-0,11 [-1,7; 1,3]	-0,12 [-1,6; 1,3]
$0,00294 \times \mathbb{1}(0,260 \% < \Delta w \leq 0,328 \%)$	-0,29 [-1,6; 1,1]	-1,2 [-2,4; 0,19]	-1,2 [-2,4; 0,12]
$0,00367 \times \mathbb{1}(0,328 \% < \Delta w \leq 0,407 \%)$	0,58 [-0,44; 1,6]	-0,12 [-1,1; 0,89]	-0,13 [-1,1; 0,91]
$0,00451 \times \mathbb{1}(0,407 \% < \Delta w \leq 0,496 \%)$	0,084 [-0,80; 0,87]	-0,48 [-1,3; 0,27]	-0,49 [-1,3; 0,22]
$0,00546 \times \mathbb{1}(0,496 \% < \Delta w \leq 0,599 \%)$	0,45 [-0,18; 1,2]	-0,014 [-0,62; 0,69]	-0,018 [-0,62; 0,67]
$0,00658 \times \mathbb{1}(0,599 \% < \Delta w \leq 0,722 \%)$	-0,11 [-0,67; 0,48]	-0,48 [-0,97; 0,049]	-0,49 [-0,98; 0,030]
$0,00793 \times \mathbb{1}(0,722 \% < \Delta w \leq 0,872 \%)$	0,042 [-0,49; 0,54]	-0,27 [-0,75; 0,19]	-0,27 [-0,76; 0,17]
$0,00967 \times \mathbb{1}(0,872 \% < \Delta w \leq 1,08 \%)$	-0,40 [-0,79; -0,0048]	-0,65 [-1,0; -0,27]	-0,65 [-1,0; -0,28]
$0,0123 \times \mathbb{1}(1,08 \% < \Delta w \leq 1,43 \%)$	-0,44 [-0,77; -0,12]	-0,63 [-0,93; -0,35]	-0,63 [-0,92; -0,36]
$0,0200 \times \mathbb{1}(1,43 \% < \Delta w)$	-0,60 [-0,81; -0,41]	-0,71 [-0,89; -0,51]	-0,71 [-0,90; -0,51]
λ	0,20 [0,19; 0,21]	0,20 [0,19; 0,21]	0,20 [0,19; 0,21]
Emploi	9 575 [-5 006; 22 969]	-11 025 [-17 816; -3 027]	-11 193 [-16 688; -5 409]

Voir la note du tableau 4. La notation $\mathbb{1}(\cdot)$ désigne la fonction dont l'image est 1 si son argument est vraie et 0 sinon. Le facteur multiplicatif est la moyenne de Δw dans la tranche. Le coefficient estimé est ainsi l'élasticité de l'emploi par rapport au coût du travail.

des salaires mensuels renforce cet argument. Il y a une certaine marge d'erreur dans le calcul des conséquences de l'annualisation et il faut donc élargir la définition du groupe témoin.

La deuxième colonne du tableau 9 présente les résultats quand le groupe témoin est défini par la condition $\Delta w \leq 0,1 \%$ (voir aussi le graphique de la figure 9). L'élargissement du groupe témoin, par rapport au groupe témoin précédent défini par $\Delta w \leq 0$, est obtenu en excluant de la régression les deux premières variables indicatrices, celle définie par la condition $\Delta w \leq 0$ et celle définie par la condition $0 < \Delta w \leq 0,1 \%$. Les résultats sont alors très différents; ils sont en outre très proches des résultats de la dernière colonne de ce même tableau qui résultent d'un nouvel élargissement du groupe témoin en prenant tous les établissements dont le coût moyen du travail s'est accru de moins de 0,2 %.

Les figures 9 et 10 sont ainsi très similaires. On observe, tant que la hausse du coût du travail reste inférieure à 0,9 %, que l'élasticité de l'emploi au coût du travail n'est pas estimée très précisément : selon les groupes, sa valeur estimée varie entre -1 et -0,1 mais la valeur n'est jamais significativement différente de 0. En revanche, quand la hausse du coût du travail est supérieur à 0,9 %, l'élasticité s'établit aux alentours de -0,7 et son estimation est toujours

FIGURE 8 : Élasticité de l'emploi par rapport au coût du travail quand le groupe témoin est constitué des établissements pour lesquels $\Delta w \leq 0$ (les traits en pointillé figurent l'intervalle de confiance à 95 %)

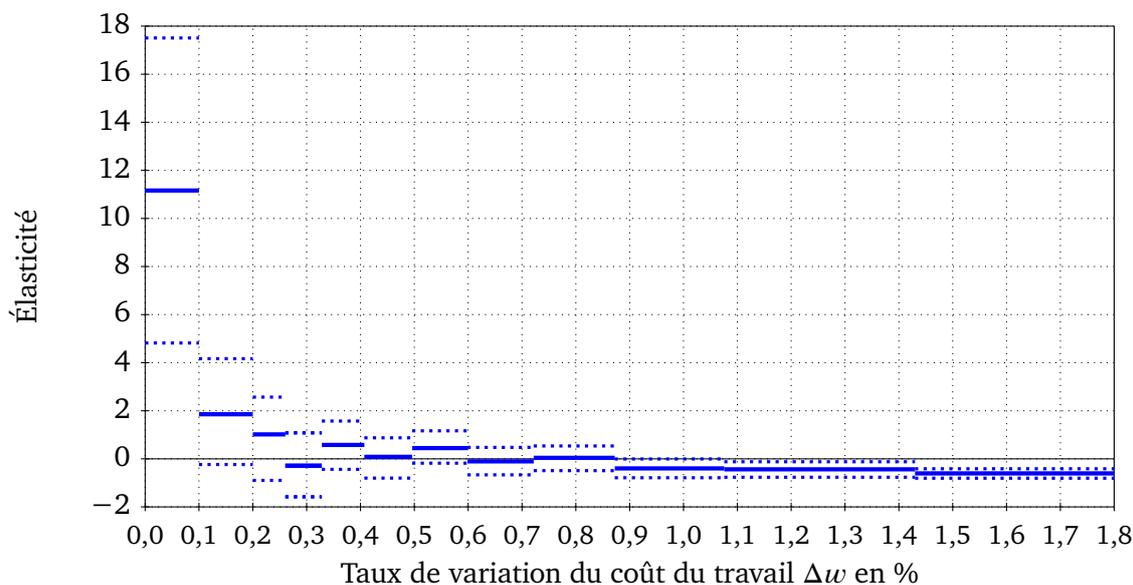
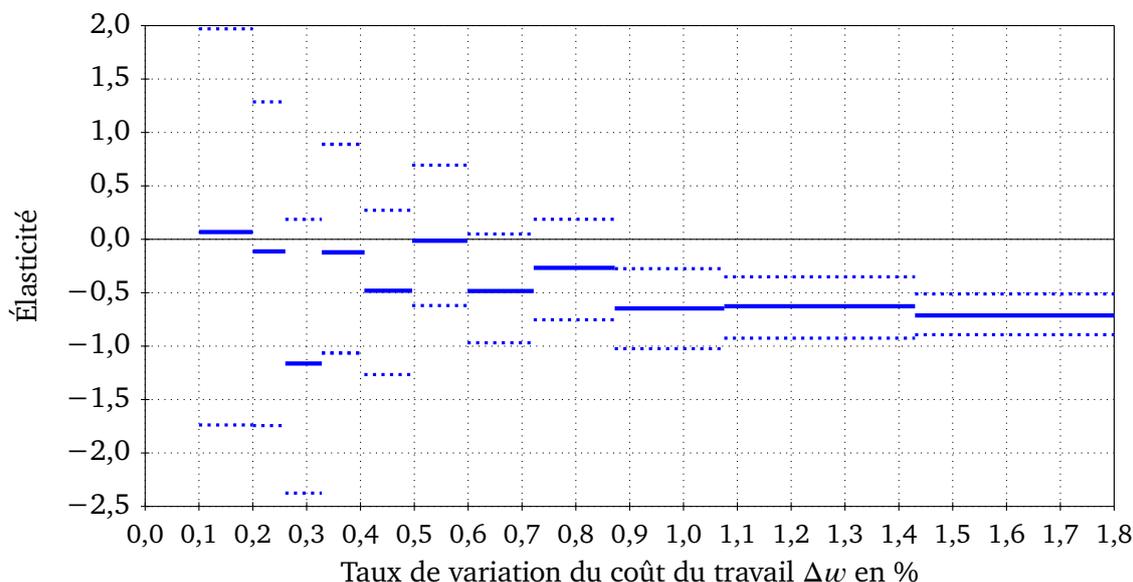


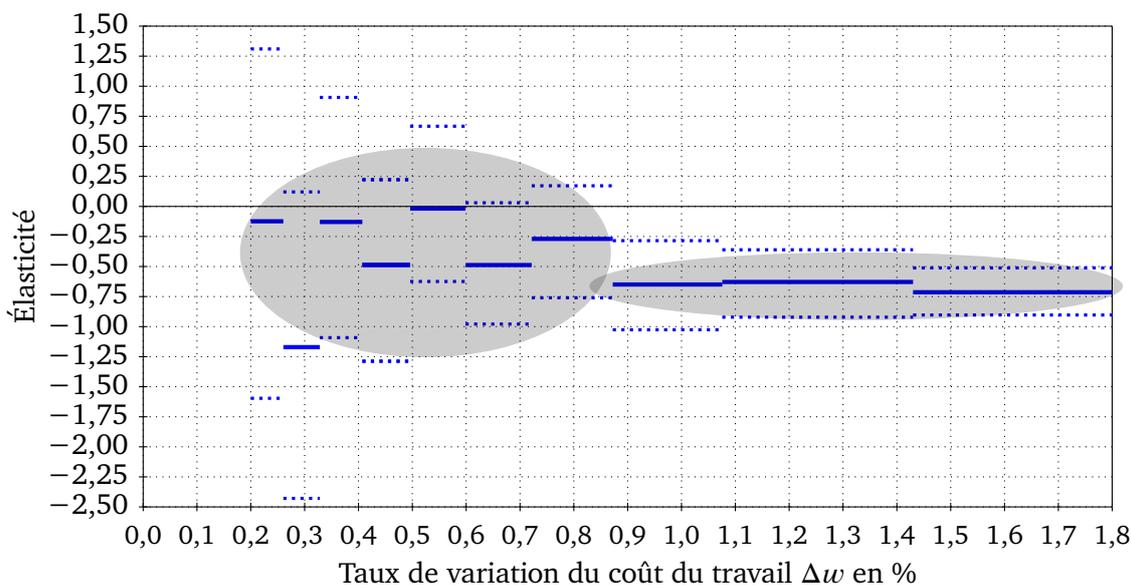
FIGURE 9 : Élasticité de l'emploi par rapport au coût du travail quand le groupe témoin est constitué des établissements pour lesquels $\Delta w \leq 0,1$ % (les traits en pointillé figurent l'intervalle de confiance à 95 %)



très significativement différente de 0.

L'approche non paramétrique livre au total les trois enseignements suivants. En premier lieu, la définition du groupe témoin doit être élargie en prenant tous les établissements pour lesquels la hausse du coût du travail est inférieure à 0,1 % voire à 0,2 %. En second lieu, quand le choc est d'une faible ampleur, les résultats sont très imprécis : *a contrario*, des résultats précis sont obtenus quand la hausse dépasse 0,9 %. En dernier lieu, l'élasticité serait variable en fonction de l'ampleur du choc sur le coût du travail. Elle est faible pour de faibles hausses du coût, élevée pour de fortes hausses du coût, accréditant l'hypothèse selon laquelle le travail est un facteur quasi-fixe, hypothèse formulée explicitement par OI (1962) et qui a donné

FIGURE 10 : Élasticité de l'emploi par rapport au coût du travail quand le groupe témoin est constitué des établissements pour lesquels $\Delta w \leq 0,2\%$ (les traits en pointillé figurent l'intervalle de confiance à 95 %)



naissance à l'approche en termes de coût d'ajustement pour expliquer les demandes de facteurs de production.

L'approche non paramétrique met ainsi en évidence deux plages, définies par rapport à l'augmentation du coût du travail et caractérisées par une valeur centrale de l'élasticité de l'emploi au coût du travail. Ces deux plages sont représentées à la figure 10. La première plage, pour laquelle l'élasticité serait de l'ordre de $-0,35$, témoignerait de la présence de coût d'ajustement de l'emploi. La seconde, par contre, souligne une plus forte sensibilité de l'emploi au coût du travail : l'élasticité y serait de l'ordre de $-0,7$; en outre, cette élasticité serait très précisément estimée.

Les effets sur l'emploi de l'annualisation des réductions restent toutefois limités. En effet, avec cette approche non paramétrique, les pertes d'emploi seraient de l'ordre de 11 000 emplois pour l'échantillon utilisé dans les estimations économétriques (cf. le tableau 9). Ces pertes ne sont toutefois pas estimées très précisément : les bornes de l'intervalle de confiance à 95 % sont égales à $-17\,000$ et à $-5\,000$. L'annualisation des réductions aurait ainsi permis de cibler plus encore les baisses du coût du travail sur la main-d'œuvre à bas salaire en excluant du dispositif les salariés bénéficiant de primes élevées mais éligibles, pour certains mois, au dispositif.

L'extrapolation des conséquences sur l'emploi de l'annualisation des réductions est un exercice un peu délicat. Nous avons souligné que notre échantillon couvre 44 % de la masse salariale brute totale (du champ AcoSS) et 42 % du montant agrégé des réductions de cotisations. Notre échantillon n'est cependant pas complètement représentatif : nous avons notamment exclu les établissements des entreprises qui versent trimestriellement leurs cotisations. Nous nous permettons toutefois de nous caler sur la proportion du montant des réductions (42 %) pour grossièrement extrapoler à l'ensemble du champ. On trouve ainsi que les pertes seraient comprises entre $-40\,000$ et $-13\,000$ emplois pour un chiffre moyen égal à $-27\,000$ emplois.

4 Discussion

Nous passons maintenant rapidement en revue les arguments qui permettent de relativiser nos résultats en distinguant, d'une part, les facteurs qui conduisent à surestimer les effets sur l'emploi et, d'autre part, les facteurs de sous-estimation.

4.1 Les facteurs de sur-estimation des effets sur l'emploi

Nous avons déjà souligné la sensibilité des résultats à la définition du groupe témoin, bien mise en évidence par l'approche non paramétrique. Il reste un autre facteur qui pourrait conduire à surestimer les effets sur l'emploi et qui a trait à la spécificité des entreprises du groupe « traité » dont les pratiques salariales reposent sur le versement de primes élevées. Ces entreprises appartiendraient plus fréquemment à des secteurs en déclin et les effets défavorables sur l'emploi s'expliqueraient par ce trait et non par l'augmentation du coût du travail. Bien sûr, l'inclusion de variables de contrôle est le moyen de corriger ce biais mais il est cependant loisible de supposer que ces variables de contrôle ne permettent pas de complètement supprimer ce biais.

Un deuxième facteur de surestimation résulte d'effets d'interactions entre les entreprises. En effet, la réforme affecte différemment les entreprises (et ceci nous permet justement de constituer un groupe témoin en prenant les entreprises pas ou très peu impactées par l'annualisation des réductions). Les effets défavorables sur l'emploi transitent notamment par le canal suivant : la hausse du coût salarial moyen conduit l'entreprise à répercuter partiellement l'augmentation de ses coûts unitaires de production dans ses prix de vente et cette répercussion entraîne, pour l'entreprise, des pertes de parts de marché et, ainsi, de moindres niveaux de production et d'emploi. Si des entreprises perdent des parts de marché, d'autres, en contrepartie, en gagnent. Ces effets sont connus sous la dénomination « d'effets de déplacement » puisque la demande sur les marchés se déplace depuis les entreprises impactées vers celles qui n'ont pas été affectées. Il ressort de ce argumentaire que l'évolution du groupe témoin ne pourrait pas constituer une évolution de référence puisque le groupe témoin a bénéficié, indirectement, de la réforme.

Il reste difficile de neutraliser ces effets de déplacement. Par exemple, en incluant une dimension spatiale, on pourrait, pour certains secteurs d'activité, rechercher un groupe témoin qui ne soit pas affecté par ces effets : on prendrait des entreprises spatialement éloignées des entreprises « traitées ». Cet éloignement, d'un autre côté, relativise l'hypothèse selon laquelle le groupe « traité », en l'absence de traitement, aurait connu les mêmes évolutions que le groupe témoin. Il est donc difficile d'apprécier l'ampleur de ces « effets de déplacement » et de la mesure dans laquelle ils conduisent à surestimer les conséquences de l'annualisation des réductions.

4.2 Les facteurs de sous-estimation des effets sur l'emploi

Notre analyse est conduite au niveau des établissements, en tentant de relier la hausse moyenne du coût du travail à l'évolution de l'emploi total. Il serait préférable de se limiter à une seule catégorie de main-d'œuvre, celle éligible initialement aux réductions, et de relier l'augmentation moyenne du coût du travail de cette catégorie à son évolution. Les BRC ne permettent que de suivre l'emploi total des établissements. Nous explorerons cette voie dans une recherche future en constituant un panel d'établissements à partir des DADS pour suivre le niveau d'emploi des différentes catégories de main-d'œuvre dans chaque établissement.

Il subsiste ainsi dans nos résultats des effets de composition dont on peut penser qu'ils conduisent à sous-estimer l'élasticité de l'emploi peu qualifié au coût du travail. En effet, nous

pouvons supposer que les salariés qui ont été le plus affectés par l'annualisation sont les salariés dont le taux de salaire horaire se situe dans la zone médiane de la fenêtre d'éligibilité. Les plus bas salaires sont moins affectés parce que, s'ils bénéficient de primes, le taux de salaire horaire des mois avec prime reste cantonné à la fenêtre d'éligibilité. Les plus hauts des bas salaires sont eux-aussi moins concernés puisque, initialement, le montant de leurs réductions est faible : ils avaient peu à perdre. Aussi le choc sur la hausse du coût du travail ne se concentre-t-il pas sur les salariés les moins qualifiés, ceux dont la demande serait le plus élastique au coût du travail.

Nous avons déjà souligné que les erreurs de mesure qui affectent le calcul du choc sur le coût moyen du travail constituent un facteur de sous-estimation des effets de la réforme. Il reste, à notre connaissance, un dernier facteur de sous-estimation dont nous devons discuter : l'annualisation a-t-elle ou non été anticipée par les entreprises ? À l'évidence, l'annualisation a été perçue comme une mesure irréversible. Les entreprises ont ainsi été incitées à tirer les conséquences de ce nouveau mode de calcul des réductions. De l'autre côté, si les entreprises avaient anticipé la réforme, nous sous-estimerions ses effets puisque les entreprises se seraient déjà, en partie, ajustées à la nouvelle structure du coût de leur main-d'œuvre. Il semble bien que l'annualisation n'ait pas été pleinement anticipée. Certes, l'Inspection générale des finances avait souligné, dans les années 2000, les inconvénients de la règle d'éligibilité mensuelle puisque le montant des réductions dépend de la manière dont la rémunération annuelle est versée au cours de l'année. Il avait été pointé que l'annualisation soulève des difficultés d'application comme, par exemple, la prise en compte des éventuelles augmentations du salaire minimum pendant la période d'emploi du salarié. Enfin, la chronologie de la mise en œuvre de la réforme plaide plutôt pour l'hypothèse de non anticipation : la réforme a été décidée au cours de la discussion de la loi de financement de la Sécurité sociale pour 2011 et le décret qui a fixé les nouvelles modalités de calcul des réductions de cotisations a été publié le 31 décembre 2010.

Conclusion

Notre étude n'a absolument pas pour objet de discuter, dans une perspective macroéconomique, du lien entre le niveau moyen du coût du travail et le niveau global d'emploi. Nous cherchons seulement à donner une valeur à l'élasticité entre le coût du travail et l'emploi peu qualifié pour permettre notamment d'évaluer le dispositif, connu sous le nom « allègements FILLON », de réduction des cotisations patronales sur les bas salaires. L'annualisation de ce dispositif en 2011 se présente comme une « quasi expérience naturelle », propice à l'estimation de l'effet du coût du travail sur l'emploi peu qualifié. L'annualisation a en effet conduit, pour les établissements qui versent peu fréquemment des primes importantes, à une baisse non négligeable des réductions et en conséquence à une augmentation sensible du coût du travail. On estime ainsi que le montant agrégé des réductions a diminué de 2,2 milliards d'euros du fait de l'annualisation. Cette hausse du coût du travail aurait été largement non anticipée. Elle a été, comme nous venons de le souligner, très inégalement répartie entre les établissements ce qui permet de constituer un groupe témoin de qualité, c'est-à-dire un groupe d'établissements presque identiques aux établissements affectés par la mesure mais épargnés par cette hausse. Ce groupe témoin permet de repérer les évolutions de référence et d'identifier, en comparant les évolutions des établissements impactés par l'annualisation et les évolutions de référence, les effets de l'augmentation du coût du travail qui a résulté de l'annualisation.

Les trois enseignements suivants se dégagent de notre étude. L'élasticité de l'emploi au coût du travail n'est pas constante : elle augmente en fonction du coût du travail. Les effets sur l'emploi sont ainsi plus marqués quand les augmentations du coût du travail sont élevées,

témoignant de la présence de coûts d'ajustement de l'emploi. En deuxième lieu, nous obtenons, quand la hausse moyenne du coût du travail est supérieure à 0,9 %, une élasticité de l'emploi peu qualifié au coût du travail relativement élevée, de l'ordre de $-0,7$. Enfin, en dépit du grand nombre d'observations utilisées dans l'estimation économétrique (nous mobilisons plus de 250 000 établissements), nous obtenons une évaluation assez peu précise de l'effet sur l'emploi de l'annualisation des réductions. En prenant un intervalle de confiance à 95 %, ce dernier serait compris entre $-13\ 000$ et $-40\ 000$ emplois pour une baisse, rappelons-le, du montant agrégé des réductions de 2,2 milliards d'euros.

Les résultats que nous obtenons viennent ainsi appuyer des recommandations nuancées en matière de politiques de l'emploi. Comme l'élasticité que nous mettons en évidence est relativement élevée, il conviendrait de pérenniser les dispositifs qui prennent la forme de réductions du coût du travail peu qualifié. Nous n'obtenons toutefois pas une valeur très élevée comme dans l'étude, par exemple, de CRÉPON et DESPLATZ (2001). Les réductions de cotisations ne sauraient donc pas constituer l'unique instrument de lutte contre le chômage.

Références

- ANANIAN, S., D. DEMAILLY et Y. PONS. 2014, « Allègements et autres dispositifs dérogatoires portant sur les cotisations sociales patronales : une analyse empirique dans les entreprises de 10 salariés ou plus du secteur privé en 2010 », *Documents d'études DARES*, n° 186.
- BUNEL, M., C. EMOND et Y. L'HORTY. 2012, « Évaluer les réformes des exonérations générales de cotisations sociales », *Revue de l'OFCE*, n° 126, p. 57–103.
- BUNEL, M., F. GILLES et Y. L'HORTY. 2009, « Les effets des allègements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires : une évaluation de la réforme de 2003 », *Économie et statistique*, n° 429, p. 77–105.
- BUNEL, M. et Y. L'HORTY. 2011, « Pourquoi est-il si difficile d'évaluer les politiques publiques ? le cas exemplaire des allègements de charges sur les bas salaires en France », *Reflets et perspectives de la vie économique*, vol. L, p. 23–31.
- CAHUC, P. et S. CARCILLO. 2012, « Les conséquences des allègements généraux de cotisations patronales sur les bas salaires », *Revue française d'économie*, vol. 27, n° 2, p. 19–61.
- CRÉPON, B. et R. DESPLATZ. 2002, « Réponse à une fiche de lecture - Réductions de charges et emploi : évaluer la critique », *Revue de l'OFCE*, n° 82, p. 231–245.
- CRÉPON, B. et R. DESPLATZ. 2001, « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n° 348, p. 3–24.
- DIRECTION DE LA SÉCURITÉ SOCIALE. 2011, « Circulaire interministérielle du 27 janvier 2001 relative à la mise en œuvre de l'annualisation de la réduction générale de cotisations sociales patronales », *DSS/SD5B/SG/SAFSL/SDTPS/2011/34*.
- DORMONT, B. 1997, « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n° 301–302, p. 95–109.
- GUENNEBAUD, G., B. JACOB et collab.. 2010, « Eigen v3 », <http://eigen.tuxfamily.org>.
- HAGNERÉ, C. et F. LEGENDRE. 2016, « Une évaluation ex ante des conséquences du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) », *Revue économique*, vol. 67, n° 4, p. 697–732.
- HAMERMESH, D. S. 1996, *Labor demand*, Princeton University Press.
- HEYER, É. et M. PLANE. 2012, « Impact des allègements de cotisations patronales des bas salaires sur l'emploi. L'apport des modèles macroéconomiques », *Revue de l'OFCE*, n° 126, p. 123–140.
- JAMET, S. 2005, « De l'impact sectoriel à l'effet macro-économique des allègements de cotisations sociales », *Revue française d'économie*, vol. 19, n° 3, p. 57–90.
- LEGENDRE, F. 1999, « Qu'a-t-on appris sur le lien salaire/emploi grâce à l'économétrie ? », *Cahiers d'économie politique*, n° 34, p. 221–255.
- LEGENDRE, F. 2013, « Une introduction à la micro-économétrie de l'évaluation », *Revue française d'économie*, vol. 28, n° 1, p. 10–41.
- LEGENDRE, F. et P. LE MAITRE. 1997, « Le lien emploi - coût relatif des facteurs de production : quelques résultats obtenus à partir de données de panel », *Économie et Statistique*, n° 301–302, p. 111–128.

- LHOMMEAU, B. et V. RÉMY. 2009, « Les politiques d'allègements ont-elles un effet sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaire ? », *Économie et Statistique*, n° 429, p. 21–49.
- L'HORTY, Y. 2000, « Quand les hausses du SMIC réduisent le coût du travail », *Revue économique*, vol. 51, n° 3, p. 499–512.
- MALINVAUD, E., T. COUTROT, B. CRÉPON, M. DOLLÉ, J.-P. FITOUSSI, A. GUBIAN, M. HUSSON, J.-P. LAFFARGUE, G. LAROQUE, F. LERAIS, Y. L'HORTY, M. MARTINEZ et H. STERDYNIK. 2003, « Débat sur les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires », *Revue de l'OFCE*, n° 85, p. 210–234.
- NOUVEAU, C. et B. OURLIAC. 2012, « Les allègements de cotisations sociales patronales sur les bas salaires en France de 1993 à 2009 », *Documents d'études DARES*, n° 169.
- OI, W. Y. 1962, « Labor as a quasi-fixed factor », *Journal of Political Economy*, vol. 70, n° 6, p. 538–555.
- RÉMY, V. 2005, « Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs », *Documents d'études DARES*, n° 101.
- STERDYNIK, H. 2002, « Une arme miracle contre le chômage ? Fiche de lecture sur “Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires” », *Revue de l'OFCE*, n° 81, p. 301–315.

A Un exemple d'imputation des salaires mensuels

Cette annexe a pour objet d'illustrer la méthode d'imputation des salaires mensuels, nécessaires pour isoler l'impact sur le coût du travail de l'annualisation des réductions de cotisations sur les bas salaires. Nous prenons l'exemple d'un établissement particulier pour expliciter tous les aspects de la méthode : notre exemple est illustratif et absolument pas représentatif.

TABLEAU 10 : Les chiffres disponibles pour un établissement illustratif

Mois	Nombre d'heures du salarié i le mois t								M_i en €
	1	2	3	4	5	6	7	8	
01 – janvier	131	152	152	0	152	148	151	147	17 427
02 – février	117	152	152	0	152	148	151	147	15 158
03 – mars	0	152	152	0	152	148	151	147	14 134
04 – avril	0	152	152	127	152	148	151	147	20 015
05 – mai	0	152	152	152	152	148	151	147	15 852
06 – juin	0	152	152	152	152	148	151	147	18 150
07 – juillet	0	152	152	152	152	148	151	147	19 325
08 – août	0	152	152	152	152	148	151	147	25 096
09 – septembre	0	152	152	152	152	148	151	147	12 124
10 – octobre	0	152	152	152	152	148	151	147	18 252
11 – novembre	0	152	152	152	152	148	151	147	16 924
12 – décembre	0	152	152	152	152	148	151	147	15 086
S_i en €	4 410	18 434	32 417	15 260	49 624	17 193	51 230	18 975	

Les chiffres en caractères maigres proviennent des DADS ; en caractères gras des BRC.

Les chiffres dont nous disposons pour l'établissement illustratif figurent dans le tableau 10 où les salariés sont portés en colonne et les mois en ligne. Nous avons retenu un établissement

1. de huit salariés pour éviter la profusion de chiffres ;
2. versant ses cotisations mensuellement, en dépit de sa petite taille ;
3. connaissant, pour les mouvements de main-d'œuvre, le départ d'un salarié et l'arrivée d'un autre ;
4. ayant une politique salariale active de primes ;
5. caractérisé par une inégalité médiane des salaires ;
6. pour lequel la décomposition multiplicative simple conduit à suffisamment de taux de salaire horaire mensuel trop faibles.

Le tableau 10 permet tout d'abord de bien repérer l'apport des DADS. En effet, nous utilisons les dates des périodes d'emploi des DADS pour ventiler par mois les heures de base de chaque salarié. Par exemple, le premier salarié quitte l'établissement avant la fin du mois de février : il est ainsi possible de répartir ses heures totales (égales à 248) entre le mois de janvier et de février en prenant 131 heures en janvier et 117 heures en février. Il en est de même pour le quatrième salarié qui est recruté au cours du mois d'avril. Rappelons que les heures supplémentaires ou complémentaires sont isolées par ailleurs et que cette ventilation ne concerne que les heures de base pour lesquelles la répartition *pro rata temporis* constitue une hypothèse particulièrement vraisemblable.

Les DADS sont utilisées en second lieu pour récupérer les rémunérations annuelles. Dans le tableau 10, ces rémunérations figurent sur la dernière ligne. Ces montants, exprimés en euros, n'ont ainsi pas toujours trait à des salariés employés toute l'année. Au cas de notre

établissement illustratif, on peut noter par ailleurs qu'aucun salarié n'est employé à temps partiel.

De leur côté, les BRC apportent une information infra-annuelle mais seulement agrégée. Les chiffres qui proviennent de cette source sont portés dans la dernière colonne du tableau 10. On voit bien que, dans cet établissement, ces montants mensuels sont affectés d'une assez forte variation qui est donc attribuée à la politique salariale de l'établissement. On observe, notamment, que la masse salariale brute est de l'ordre de 25 K€ au mois d'août contre 17 K€ en moyenne mensuelle.

TABLEAU 11 : La décomposition multiplicative simple pour l'établissement illustratif du tableau 10

Mois	Taux de salaire horaire du salarié i le mois t								$\hat{\pi}_t$
	1	2	3	4	5	6	7	8	
01 – janvier	2,1	1,1	1,9	—	2,9	1,0	3,0	1,2	1,0
02 – février	1,9	1,0	1,7	—	2,6	0,9	2,7	1,0	0,8
03 – mars	—	1,0	1,8	—	2,8	1,0	2,9	1,1	0,9
04 – avril	—	1,3	2,4	1,5	3,6	1,3	3,7	1,4	1,2
05 – mai	—	1,0	1,8	1,1	2,8	1,0	2,9	1,1	0,9
06 – juin	—	1,2	2,1	1,3	3,2	1,1	3,3	1,3	1,0
07 – juillet	—	1,3	2,2	1,4	3,4	1,2	3,6	1,4	1,1
08 – août	—	1,7	2,9	1,8	4,5	1,6	4,6	1,8	1,4
09 – septembre	—	0,8	1,4	0,9	2,2	0,8	2,2	0,8	0,7
10 – octobre	—	1,2	2,1	1,3	3,2	1,2	3,4	1,3	1,1
11 – novembre	—	1,1	2,0	1,2	3,0	1,1	3,1	1,2	1,0
12 – décembre	—	1,0	1,7	1,1	2,7	1,0	2,8	1,1	0,9
$\hat{\mu}_i$ en €	19,7	10,1	17,8	11,0	27,3	9,7	28,2	10,8	

$\hat{\mu}_i$ est l'effet individuel estimé, que l'on peut interpréter comme le taux de salaire horaire moyen du salarié i . $\hat{\pi}_t$ est l'effet mensuel estimé, que l'on peut interpréter comme un coefficient saisonnier. Les chiffres portés à l'intérieur du tableau sont les taux horaires mensuels du salarié i le mois t , exprimés en fraction du salaire minimum.

Dans une première étape, une décomposition multiplicative simple est utilisée pour imputer les salaires mensuels :

$$\hat{S}_{it} = H_{it} \times \hat{\mu}_i \times \hat{\pi}_t$$

où \hat{S}_{it} est le salaire mensuel imputé de l'employé i le mois t , H_{it} le nombre d'heures (déjà connu, qui provient donc des DADS), μ_i l'effet individuel et π_t l'effet mensuel. Les deux effets doivent être estimés. Ils sont calculés en évaluant itérativement les deux équations suivantes :

$$\hat{\mu}_i = \frac{S_i}{\sum_t \hat{\pi}_t H_{it}} \quad \forall i \quad \text{et} \quad \hat{\pi}_t = \frac{M_t}{\sum_i \hat{\mu}_i H_{it}} \quad \forall t$$

Les résultats de cette première étape, pour notre établissement illustratif, sont portés dans le tableau 11. Les effets individuels (les $\hat{\mu}_i$) figurent dans la dernière ligne de ce tableau alors que les effets temporels (les $\hat{\pi}_t$) figurent dans la dernière colonne. Les effets individuels s'interprètent comme un taux de salaire moyen du salarié i , exprimé en euros. Par exemple, le taux horaire du premier salaire est égal à 19,7€. Ces effets individuels mesurent ainsi mieux les inégalités de salaire au sein de l'établissement que les montants annuels de la DADS.

Les effets temporels sont, de leur côté, des nombres sans dimension : ils sont comme des coefficients saisonniers, destinés à retracer l'ampleur des primes le mois t . Le coefficient du mois d'août, que nous avons repéré comme un mois de vaches grasses, est ainsi égal à 1,4,

qui est supérieur à 1. En revanche, le mois où les vaches sont le plus maigres est le mois de septembre puisque π_9 est égal à 0,7 qui est la plus petite valeur des $\hat{\pi}_t$.

Nous avons porté dans le tableau 11 les taux de salaire horaire mensuel et non les salaires mensuels ; en outre, ces taux sont exprimés en fraction du salaire minimum. Formellement, la grandeur qui est portée dans la ligne t et dans la colonne i dans ce tableau est égale à

$$\frac{\hat{S}_{it}/H_{it}}{tsh} = \frac{\hat{\mu}_i \times \hat{\pi}_t}{tsh}$$

La faiblesse de la décomposition multiplicative simple est ainsi mise en évidence : celle-ci engendre des taux de salaire inférieurs au taux minimum. Au cas de notre établissement illustratif, cette situation fâcheuse survient à cinq reprises. Une première fois au mois de février pour le 6e salarié (ce salarié est celui qui est le moins bien payé de l'établissement) et quatre autres fois au mois de septembre pour les 2e, 4e, 6e et 8e salariés (c'est-à-dire pour tous les salariés à bas salaire de l'établissement). L'hypothèse implicite de la décomposition multiplicative simple (à savoir des primes exactement hiérarchisées) est difficile à tenir pour cet établissement.

Nous avons cherché à spécifier une formation sur-hiérarchisée des primes, en recourant à la formule suivante :

$$\hat{S}_{it} = H_{it} [\hat{v}_i + \alpha_t \hat{v}_i + \hat{\beta}_i \hat{\mu}_i (\hat{\mu}_i - \lambda \bar{\mu})^\gamma] \quad \lambda, \gamma > 0$$

où v_i et β_i sont de nouveaux effets individuels et temporels à estimer, où α_t est fixé par les conditions suivantes :

$$\alpha_t = \begin{cases} \hat{\pi}_t - 1 & \forall t \quad \hat{\pi}_t > 1 \\ 0 & \forall t \quad \hat{\pi}_t \leq 1 \end{cases}$$

où $\bar{\mu}$ est le plus petit des $\hat{\mu}_i$ et où λ et γ sont prédéterminés. Le paramètre α_t est égal à 0 pour tous les mois de vaches maigres. Pour l'établissement illustratif, nous avons ainsi $\alpha_1 = 0,0$, $\alpha_2 = 0$, $\alpha_3 = 0$, $\alpha_4 = 0,2$, $\alpha_5 = 0$, $\alpha_6 = 0,0$, $\alpha_7 = 0,1$, $\alpha_8 = 0,4$, $\alpha_9 = 0$, $\alpha_{10} = 0,1$, $\alpha_{11} = 0,0$ et $\alpha_{12} = 0$ et, pour $\bar{\mu}$, 9,7.

Les paramètres λ et γ commandent la forme de la sur-hiérarchisation des primes. Nous procédons par balayage pour ces deux paramètres en fixant, successivement, leur valeur à 0,25, 0,5, 0,75 et 1. Conditionnellement à λ et à γ , nous estimons de nouveaux effets individuels et temporels en utilisant la même méthode de résolution numérique ; nous en déduisons une nouvelle imputation des salaires mensuels. Dans la méthode sophistiquée, nous retenons pour λ et γ les valeurs qui minimisent le nombre de taux de salaire mensuel inférieurs au taux minimum. Dans la méthode très sophistiquée, nous retenons plutôt une logique d'ajustement en minimisant le carré de l'écart entre le montant des réductions de cotisations sur les bas salaires que l'on trouve dans les BRC et le montant des réductions calculé sur barème, à partir de l'imputation des salaires mensuels.

On trouve dans le tableau 12 le résultat de mensualisation très sophistiquée pour laquelle, au cas de l'établissement illustratif, il faut fixer λ à 1 et γ à 0,75 pour obtenir le meilleur ajustement. On observe notamment la disparition des anomalies engendrées par la décomposition multiplicative simple : plus aucun taux de salaire horaire mensuel n'est inférieur au taux minimum.

TABLEAU 12 : Un exemple de la mensualisation simple à partir des données du tableau 10

Mois	Taux de salaire horaire du salarié i le mois t								$\hat{\beta}_t$
	1	2	3	4	5	6	7	8	
01 – janvier	2,1	1,1	1,9	—	3,0	1,0	3,1	1,1	0,0035
02 – février	1,9	1,0	1,7	—	2,5	1,0	2,5	1,1	-0,0148
03 – mars	—	1,1	1,8	—	2,7	1,0	2,8	1,1	-0,0052
04 – avril	—	1,3	2,3	1,4	3,7	1,2	3,9	1,4	0,0133
05 – mai	—	1,1	1,8	1,2	2,8	1,0	2,9	1,1	-0,0036
06 – juin	—	1,1	2,1	1,3	3,3	1,1	3,5	1,2	0,0120
07 – juillet	—	1,2	2,2	1,3	3,6	1,2	3,7	1,3	0,0127
08 – août	—	1,6	2,9	1,7	4,6	1,5	4,8	1,7	0,0165
09 – septembre	—	1,0	1,4	1,1	1,7	1,0	1,8	1,1	-0,0413
10 – octobre	—	1,1	2,1	1,3	3,4	1,1	3,5	1,2	0,0120
11 – novembre	—	1,1	2,0	1,2	3,1	1,0	3,2	1,1	0,0073
12 – décembre	—	1,1	1,8	1,1	2,6	1,0	2,6	1,1	-0,0113
\hat{v}_i en €	18,4	9,5	16,6	10,4	25,5	9,1	26,4	10,0	

Le taux de salaire horaire du salarié i le mois t est de la forme $\hat{v}_i + \alpha_t \hat{v}_i + \hat{\beta}_t \hat{\mu}_i (\hat{\mu}_i - \lambda \bar{\mu})'$ avec $\alpha_1 = 0,0$, $\alpha_2 = 0$, $\alpha_3 = 0$, $\alpha_4 = 0,2$, $\alpha_5 = 0$, $\alpha_6 = 0,0$, $\alpha_7 = 0,1$, $\alpha_8 = 0,4$, $\alpha_9 = 0$, $\alpha_{10} = 0,1$, $\alpha_{11} = 0,0$, $\alpha_{12} = 0$, $\bar{\mu} = 9,7$, $\lambda = 1$ et $\gamma = 0,75$. Les \hat{v}_i et les $\hat{\beta}_t$ sont estimés et leurs valeurs sont portées dans le tableau.

B Le traitement de l'hétéroscédasticité

Nous cherchons à expliquer, à l'aide d'un modèle de régression, le taux de croissance de l'emploi par établissement :

$$y_j = \frac{z_{j1} - z_{j0}}{z_{j0}}$$

où z_{j0} est le niveau moyen de l'emploi de l'établissement j entre 2008 et 2010 (c'est-à-dire avant l'annualisation des réductions de cotisations) et où z_{j1} est le niveau moyen entre 2011 et 2013 (après l'annualisation). Pour faire simple, nous allons supposer que le modèle de régression se réduit au modèle d'ajustement simple :

$$y_j = a x_j + b + u_j \quad j = 1, \dots, M$$

où x_j est la variable explicative, a et b deux coefficients inconnus à estimer, u_j le terme d'erreur et M le nombre d'établissements. Sous forme matricielle, ce modèle de régression s'écrit

$$\underline{y} = a \underline{x} + b \underline{\ell} + \underline{u}$$

avec $\underline{y}' = (y_1, \dots, y_M)'$, $\underline{x}' = (x_1, \dots, x_M)'$, $\underline{\ell}' = (1, \dots, 1)'$ et $\underline{u}' = (u_1, \dots, u_M)'$; soit encore

$$\underline{y} = X \underline{\alpha} + \underline{u} \quad \text{avec} \quad X = \begin{pmatrix} x_1 & 1 \\ \vdots & \vdots \\ x_M & 1 \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad \underline{\alpha} = \begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix}$$

Notre population est une population d'établissements, caractérisés par des tailles très différentes. On trouve un grand nombre d'établissements de petite taille, comportant quelques salariés, et un très petit nombre d'établissements de très grande taille. Cette population est fortement concentrée, beaucoup plus concentrée par exemple qu'une population de ménages.

L'hypothèse d'homocédasticité du terme d'erreur, qui s'exprime comme suit

$$V(u_j) = \sigma^2 \quad \forall j$$

peut donc être remise en cause. La variable à expliquer, un taux de croissance, serait affectée d'une forte imprécision quand elle est calculée pour des établissements de petite taille : plus z_{j0} est faible, plus la variance de u_j serait élevée. Une façon simple de retracer une telle relation est de retenir la spécification suivante :

$$V(u_j) = \sigma^2/z_{j0}^\lambda \quad \forall j \quad \lambda \geq 0$$

où λ est un paramètre à estimer.

Nous pouvons par exemple supposer qu'un établissement est constitué de plusieurs ateliers et que les décisions d'emploi sont prises au niveau des ateliers. Les établissements de grande taille sont composés d'un grand nombre d'ateliers et le taux de croissance de l'emploi dans ces établissements résulte d'une moyenne des taux de croissance entre les ateliers. Cette « moyennisation » réduit la dispersion du taux de croissance : on obtient bien ainsi une relation inverse entre la taille de l'établissement et la variabilité du taux de croissance de l'emploi.

Cette spécification augmente la robustesse de l'estimateur. Pour illustrer cette propriété, simplifions plus encore le modèle en prenant $a = 0$: dans ce cas, il s'agit d'estimer seulement le coefficient de la constante :

$$y_j = b + u_j$$

L'estimateur des moindres carrés de b , noté \hat{b}_{MCO} , est simplement la moyenne de la variable à expliquer :

$$\hat{b}_{\text{MCO}} = \bar{y} = \frac{\sum_j y_j}{M} = \frac{1}{M} \sum_j \frac{z_{j1} - z_{j0}}{z_{j0}}$$

Cet estimateur est ainsi sensible aux valeurs extrêmes que la variable y pourrait prendre : supposons qu'un grand nombre de petits établissements connaissent une évolution favorable de leur emploi, l'estimation de b sera « tirée vers le haut » et sa valeur pourra être très différente de l'évolution moyenne de l'emploi.

Supposons maintenant que λ , le paramètre qui commande l'ampleur de l'hétéroscédasticité, soit égal à 1. Il suffit de multiplier chaque observation par $\sqrt{z_{j0}}$ pour obtenir un modèle homocédastique :

$$V(\sqrt{z_{j0}} u_j) = \left(\sqrt{z_{j0}}\right)^2 V(u_j) = z_{j0} \frac{\sigma^2}{z_{j0}} = \sigma^2$$

Chaque observation doit être pondérée en fonction de la « confiance » qu'il est possible de lui accorder : un établissement de petite taille sera plus faiblement pondéré qu'un établissement de grande taille parce qu'il n'est pas possible d'accorder la même « confiance » à l'information apportée par chaque établissement. Un établissement de grande taille apporte une information de meilleure qualité qu'un établissement de petite taille.

On montre que l'estimateur qu'il convient de mettre en œuvre est l'estimateur des moindres carrés pondérés, noté \hat{b}_{MCOP} , où le poids à accorder à l'observation j , p_j , est égal à $\sqrt{z_{j0}}$. Cet estimateur s'écrit

$$\begin{aligned} \hat{b}_{\text{MCOP}} &= \frac{1}{\sum_j p_j^2} \sum_j p_j^2 \frac{z_{j1} - z_{j0}}{z_{j0}} = \frac{1}{\sum_j z_{j0}} \sum_j z_{j0} \frac{z_{j1} - z_{j0}}{z_{j0}} \\ &= \frac{\sum_j (z_{j1} - z_{j0})}{\sum_j z_{j0}} = \frac{\sum_j z_{j1} - \sum_j z_{j0}}{\sum_j z_{j0}} = \frac{Z_1 - Z_0}{Z_0} \end{aligned}$$

Aussi, dans le cas particulier où $\lambda = 1$, l'estimateur est-il égal au taux de croissance moyen, c'est-à-dire le taux de croissance de l'agrégat. Quand $\lambda = 0$, l'estimateur est la moyenne des taux de croissance, très sensible aux valeurs extrêmes prises par ces taux de croissance ; quand $\lambda = 1$, l'estimateur est le taux de croissance moyen, absolument insensible à la distribution

des taux de croissance entre les établissements. Il faudrait supposer que le paramètre λ soit compris entre 0 et 1 : on l'interpréterait alors comme le curseur qui fixe la répartition entre l'utilisation de l'information purement micro-économique et de l'information purement macro-économique.

Nous nous proposons d'estimer le modèle par la méthode du maximum de vraisemblance. Celui-ci, rappelons-le, est de la forme suivante :

$$\underline{y} = X \underline{\alpha} + \underline{u} \quad \text{et} \quad V(u_j) = \sigma^2/z_{j0}^\lambda$$

La vraisemblance de l'échantillon s'exprime alors, sous hypothèse de normalité du terme d'erreur, comme suit :

$$\mathcal{L} = [(2\pi)^M |\Omega|]^{-1/2} \exp \left[-\frac{1}{2} (\underline{y} - X \underline{\alpha})' \Omega^{-1} (\underline{y} - X \underline{\alpha}) \right]$$

avec

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma^2/z_{10}^\lambda & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2/z_{20}^\lambda & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma^2/z_{M0}^\lambda \end{pmatrix}$$

On montre facilement que

$$|\Omega| = \prod_{j=1}^M \frac{\sigma^2}{z_{j0}^\lambda} = \frac{(\sigma^2)^M}{\prod_{j=1}^M z_{j0}^\lambda} \quad \text{et} \quad (\underline{y} - X \underline{\alpha})' \Omega^{-1} (\underline{y} - X \underline{\alpha}) = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{j=1}^M z_{j0}^\lambda [y_j - (a x_j + b)]^2$$

Le logarithme de la vraisemblance est ainsi égal à

$$\ln \mathcal{L} = -\frac{M}{2} \ln(2\pi) - \frac{M}{2} \ln(\sigma^2) + \frac{\lambda}{2} \sum_{j=1}^M \ln(z_{j0}) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^M z_{j0}^\lambda [y_j - (a x_j + b)]^2$$

En concentrant la vraisemblance par rapport à σ^2 , on trouve en premier lieu

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{j=1}^M z_{j0}^\lambda [y_j - (a x_j + b)]^2}{M}$$

et, en second lieu, la nouvelle expression de la vraisemblance, à une constante près :

$$\ln \mathcal{L} = -\frac{M}{2} \ln \left(\sum_{j=1}^M z_{j0}^\lambda [y_j - (a x_j + b)]^2 \right) + \frac{\lambda}{2} \sum_{j=1}^M \ln(z_{j0})$$

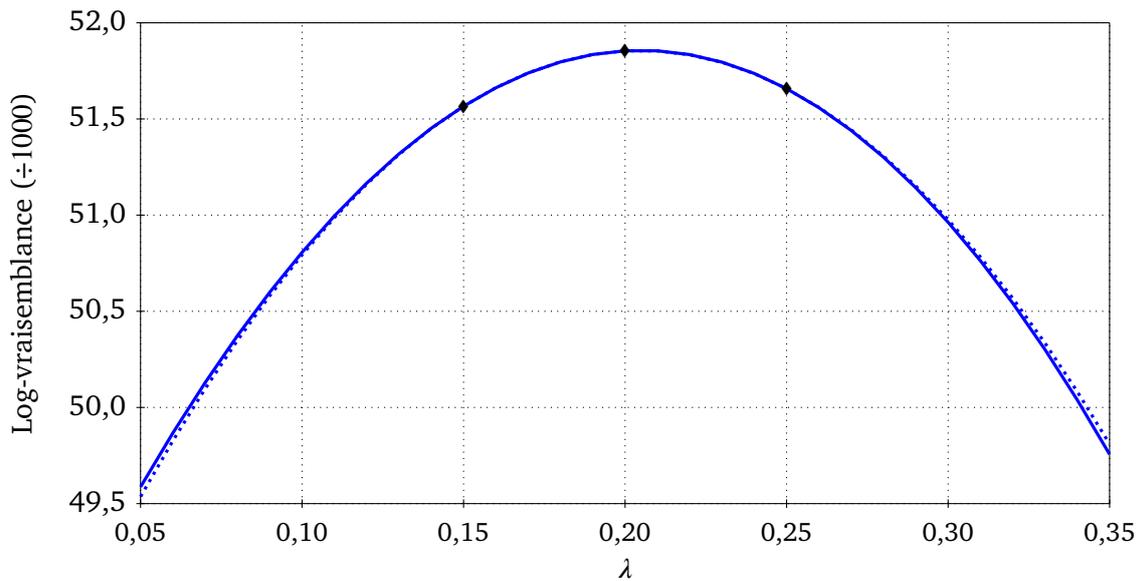
Conditionnellement à λ , les estimateurs du maximum de vraisemblance de a et à b sont obtenus en minimisant la somme des carrés suivante :

$$\sum_{j=1}^M z_{j0}^\lambda [y_j - (a x_j + b)]^2 = \sum_{j=1}^M \left[z_{j0}^{\lambda/2} y_j - (a z_{j0}^{\lambda/2} x_j + b z_{j0}^{\lambda/2}) \right]^2$$

Il est donc possible de réutiliser les formules des moindres carrés ordinaires en définissant, respectivement, une nouvelle variable à expliquer $\underline{y}(\lambda)$ et une nouvelle matrice des variables explicatives $X(\lambda)$:

$$\underline{y}(\lambda) = \begin{pmatrix} z_{10}^{\lambda/2} y_1 \\ \vdots \\ z_{M0}^{\lambda/2} y_M \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad X(\lambda) = \begin{pmatrix} z_{10}^{\lambda/2} x_1 & z_{10}^{\lambda/2} \\ \vdots & \vdots \\ z_{M0}^{\lambda/2} x_M & z_{M0}^{\lambda/2} \end{pmatrix}$$

FIGURE 11 : Log-vraisemblance du modèle (2) (trait plein) et son approximation quadratique en utilisant les points $\lambda = 0,15$, $\lambda = 0,20$ et $\lambda = 0,25$ (trait pointillé)



En notant $\hat{\alpha}_{MV}(\lambda)$ l'estimateur du maximum de vraisemblance conditionnellement à λ , on obtient

$$\hat{\alpha}_{MV}(\lambda) = [X(\lambda)' X(\lambda)]^{-1} X(\lambda)' \underline{y}(\lambda)$$

Cet estimateur est relativement simple à mettre en œuvre : il suffit, en se fixant préalablement une valeur pour λ , d'utiliser une procédure de moindres carrés pondérés en utilisant comme poids, pour l'observation j , $z_{j0}^{\lambda/2}$ et, ensuite, de chercher la valeur de λ qui maximise la vraisemblance.

Comme nous calculons par simulation la distribution de l'estimateur, nous avons optimisé la recherche de la valeur de λ qui maximise la vraisemblance. Nous évaluons la vraisemblance pour $\lambda = 0,15$, pour $\lambda = 0,20$ et pour $\lambda = 0,25$. Nous ajustons dans un deuxième temps la quadratique qui passe par ces trois points. Nous en déduisons la valeur de λ qui maximise la vraisemblance pour cette approximation de la vraisemblance. Une représentation graphique de la première étape de cette procédure est proposée sur la figure 11. Les valeurs obtenues pour les trois évaluations de la log-vraisemblance sont les suivantes, quand le modèle (2) (cf. le tableau 6) est ajusté :

λ	$\ln \mathcal{L}$
0,15	51 566,2
0,20	51 854,3
0,25	51 657,7

Ces trois points sont représentés par un losange sur la figure 11 alors que la courbe en trait plein représente la « vraie » valeur de la log-vraisemblance en fonction de λ . L'équation de la courbe quadratique qui passe par ces trois points est

$$\ln \mathcal{L} = a \lambda^2 + b \lambda + c = -96\,931,0 \lambda^2 + 39\,687,3 \lambda + 47\,794,1$$

La courbe en trait pointillé, sur la figure 11, représente la quadratique qui est donc la fonction qui approxime la log-vraisemblance. La valeur de λ qui maximise cette approximation est

$$\lambda^* = \frac{-b}{2a} = \frac{-39\,687,3}{2 \times -96\,931,0} \approx 0,204\,719$$

Une seconde étape permet de raffiner cette première solution. Nous évaluons cette fois-ci la log-vraisemblance aux points $\lambda^* - 0,25$, λ^* et $\lambda^* + 0,25$ de sorte à obtenir une nouvelle approximation quadratique qui serait plus précise. Dans notre exemple, nous obtenons

λ	$\ln \mathcal{L}$
0,179 719	51 795,2
0,204 719	51 856,7
0,229 719	51 796,7

Nous répétons ensuite les calculs de la première étape. L'équation de la quadratique est maintenant :

$$\ln \mathcal{L} = a \lambda^2 + b \lambda + c = -97\,171,4 \lambda^2 + 39\,817,4 \lambda + 47\,777,7$$

La nouvelle valeur de λ qui maximise cette quadratique est

$$\lambda^{**} = \frac{-b}{2a} = \frac{-39\,817,4}{2 \times -97\,171,4} \approx 0,204\,882$$

On voit que cette nouvelle valeur est très proche de la valeur que nous avons attribuée précédemment à λ . C'est pour cette raison que nous n'avons finalement pas mis en œuvre cette deuxième étape.

Cette procédure de résolution numérique comporte un grand nombre d'avantages. Elle est rapide en ne nécessitant qu'un nombre limité d'évaluations de la log-vraisemblance. En se limitant à une étape, il suffit d'évaluer le modèle 4 fois (trois fois pour la première étape et une dernière fois pour obtenir l'estimation des coefficients du modèle quand λ est égal à λ^*). Elle est précise en recourant à la solution analytique de l'approximation quadratique de la log-vraisemblance. Enfin, elle est simple à programmer en réutilisant une procédure de moindres carrés pondérés. Nous avons utilisé la bibliothèque Eigen en C++ (GUENNEBAUD et collab., 2010) pour estimer nos modèles.