

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2001 / 10

Evaluation des effets des dispositifs d'allégements de charges sociales sur les bas salaires

Bruno CRÉPON *
Rozenn DESPLATZ **

JUILLET 2001

Nous remercions Denis Fougère, Francis Kramarz, Françoise Maurel, Guy Laroque, Jean-Luc Tavernier et plus généralement les participants aux séminaires du D3E, du CREST et de la Direction de la Prévision.

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise »
Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF

** EUREQua, Université de Paris 1 et LMI, CREST

Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires

Résumé

Dans ce travail, on étudie les effets des mesures d'exonération de charges sociales employeurs pour les bas salaires sur différentes caractéristiques des entreprises dont l'emploi et en particulier celui des jeunes et des non qualifiés. On se concentre sur l'effet des dispositifs de 1995 et 1996, qui constituent des extensions majeures du dispositif initial de 1993. Pour distinguer les entreprises plus ou moins concernées par ces mesures, on calcule pour chaque entreprise en 1994 le taux de réduction de la masse salariale imputable aux seuls changements législatifs sur le coût du travail entre les années 1994 et 1997. Cette variable varie de 0 à 10% selon la proportion de bas salaires dans les entreprises.

Le travail comprend une partie méthodologique importante. Il s'appuie sur les travaux de Rubin (1974, 1977, 1983) et de Heckman, Ichimura et Todd (1997, 1998, 1999), utilisés pour l'évaluation de mesures « discrètes » telle que la participation à un programme de formation. On propose une extension de ce cadre d'analyse pour l'étude plus complexe de l'effet de mesures « continues » comme les dispositifs d'allègements de charges. On propose aussi une méthode d'estimation reposant sur des estimateurs par séries. Dans la partie empirique, on recourt à des données appariées employés-employeurs issues de deux sources principales, les « Déclarations Annuelles de Données Sociales » (DADS) et les « Bénéfices Réels Normaux » (BRN). On trouve que les réductions de charges mises en place entre 1994 et 1997 ont eu des effets importants sur l'emploi et sur l'activité. On trouve également que l'impact global des allègements de charges sur les bas salaires pourrait s'élever à plus de 400.000 emplois créés ou sauvegardés, malgré l'imprécision de nos évaluations.

Mots-clés : Coût du travail, réductions de charges sociales, données appariées employés-employeurs, biais de sélectivité, méthodes d'évaluation, estimation semi paramétrique, estimateurs par séries, traitement continu.

Evaluation of payroll tax subsidies for low-wage workers

Abstract

In this article, we study the impact of payroll tax subsidies for low-wage workers on various outcomes of the firms, including employment, in particular that of young and less skilled workers. We concentrate on the effects of the 1995 and 1996 tax cuts policies, which permit large decreases in employer-paid contributions compared with the 1993 original policy. To distinguish between firms that are more or less concerned by these reductions, we compute for each firm in 1994 the changes in total labor costs, which are solely due to the changes in the tax reductions between 1994 and 1997. This variable lies between 0 and 10%, depending on the proportion of low wage workers in the firm in 1994.

This paper includes an important methodology part. It refers to the statistical framework of Rubin (1974, 1977, 1983) and Heckman, Ichimura and Todd (1997, 1998, 1999), appropriate for the evaluation of a unique treatment, like participation in a training program. For identifying the effects of the firm's *ex ante* labor cost reduction, we adapt the formalism to the case where the economic policies involve an infinite number of possible treatments. We also propose an estimation method based on the implementation of nonparametric series estimators. The empirical analysis makes use of matched employer-employee information originating from two main sources of data, the "Déclarations Annuelles de Données Sociales" (DADS) and the "Bénéfices réels normaux" (BRN). We find that, between 1994 and 1997, tax reductions are associated with very strong employment and wages effects in the economy. We also find that they permit the creation or the save of roughly 400.000 works, even though this estimate is rather imprecise because of the methodology.

Keywords: Total labor costs, Tax subsidies, matched employer-employee data, selection bias, econometric evaluation methods, semiparametric estimation, series estimators, continuous treatment

Classification JEL : C14, C20, H22, J23, J31

1. Introduction

Depuis 1993, une succession de mesures d'allègements de charges sur les bas salaires ont été introduites afin de freiner la disparition des emplois non qualifiés, largement représentés au sein des salariés les moins rémunérés. En diminuant progressivement les taux de cotisations sociales employeurs, ces dispositifs ont permis de réduire sensiblement le coût du travail des bas salaires. Ces mesures ont connu une amplification importante en 1995 et 1996. Alors que pour un salarié payé au Smic, la réduction du taux de charges sociales est de seulement 5,4% du salaire brut en juillet 1993, elle est de 18,2% en octobre 1996. Les dépenses budgétaires consacrées aux allègements de charges ont également fortement progressé avec l'intensification de la politique d'abaissement de charges. Le coût de ces mesures est de près de 38 milliards de francs en 1996 contre 4 milliards en 1993. Il continue aujourd'hui de progresser, sans que les effets des mesures déjà mises en oeuvre ne soient vraiment connus.

Cette étude cherche à évaluer, à partir des évolutions observées, les effets des réductions de charges sur différentes variables telles que la valeur ajoutée, l'emploi, le capital, la productivité de ces facteurs ou encore la part de différentes catégories de salariés répartis selon leur âge, leur qualification et leur sexe. Réalisée au niveau des entreprises, elle utilise des informations issues de sources de données très riches comptant plusieurs centaines de milliers d'entreprises et des millions de salariés. L'identification des effets de ces mesures repose sur le fait que les entreprises ne sont pas toutes concernées de la même façon par les réductions de charges. Les entreprises qui en bénéficient le plus *ex ante* sont celles dont la proportion de bas salaires est la plus importante. Comme les entreprises ont des caractéristiques qui influencent à la fois l'ampleur des allègements de charges et l'évolution de leur emploi, il est nécessaire d'isoler l'effet spécifique des réductions de charges. Notre démarche consiste alors à séparer dans l'évolution observée de l'emploi ce qui tient aux caractéristiques des entreprises de ce qui tient aux réductions de charges.

Le choc induit par les allègements de charges est mesuré pour chaque entreprise par une unique variable, laquelle est le taux de réduction du coût du travail dans l'entreprise imputable aux réductions de charges de 1995 et 1996. Elle est calculée en 1994 à partir de la distribution des rémunérations au sein de l'entreprise à cette date. Notre analyse consiste ensuite à comparer entre entreprises l'évolution entre 1994 et 1997 d'un ensemble de variables (emploi, part des non qualifiés, part des jeunes...) selon l'intensité de la réduction de coût *ex ante* en contrôlant de l'effet des facteurs qui leur sont communs. Sur le plan méthodologique, nous proposons une extension du cadre causal défini par Rubin (1974, 1977), Heckman, Ichimura et Todd (1997, 1998) et Heckman, Ichimura, Smith et Todd (1999) pour l'évaluation des politiques économiques. Ce cadre est particulièrement adapté aux problèmes de sélectivité et d'hétérogénéité de l'effet des mesures étudiées. Notre extension définit différents paramètres d'intérêt et les conditions de leur identification. Nous développons aussi une procédure d'estimation semi-paramétrique reposant sur des estimateurs par séries (Andrews (1991)). Nous l'appliquons ensuite pour l'évaluation des effets des réductions de charges.

Nos principaux résultats sont les suivants. Nous trouvons que les dispositifs d'allègements de charges ont permis de nombreuses créations d'emplois en France sur la période 1994-1997. Nous montrons qu'elles ont résulté d'effets de substitution entre les différents types de salariés et aussi, mais dans une moindre mesure, entre le capital et le travail. Nos résultats confortent ainsi l'idée souvent avancée que l'enrichissement du contenu en emplois de la croissance observé sur cette période est lié aux allègements de charges sur les bas salaires. Nous trouvons aussi que les créations d'emplois s'expliquent par des effets de volume liés aux baisses de prix, elles-mêmes induites par la réduction des coûts de production. Au total, nos résultats montrent que 470.000 emplois auraient été créés ou sauvegardés dans l'économie entre 1994 et 1997 du fait des mesures d'allègements de charges sur les bas salaires.

Nos évaluations sont ainsi très proches de celles issues de modèles d'équilibre général¹. Ainsi, Laffargue (2000) obtient de 116.000 à 440.000 créations d'emplois à long terme selon la valeur de l'élasticité de substitution entre le travail non qualifié et les autres facteurs. Audric, Givord et Prost (2000) obtiennent des résultats très voisins, variant de 120.000 à 410.000 créations d'emplois. Sur données individuelles, Laroque et Salanié (1999) chiffrent l'effet de ces mesures à 490.000 emplois. Toujours sur données individuelles mais avec une méthodologie différente, Kramarz et Philippon (1999) mettent également en évidence une forte sensibilité de l'emploi des bas salaires à leur coût sans toutefois proposer de chiffrage macro-économique.

Dans la section 2 de ce papier, nous commençons par exposer le cadre législatif des réductions de charges sur les bas salaires. Nous détaillons également le calcul de la réduction *ex ante* du coût moyen du travail dans les entreprises et présentons sa distribution dans l'échantillon d'entreprises utilisé. Dans la section 3, nous développons un modèle d'offre et de demande de facteurs comportant plusieurs catégories de salariés pour préciser la relation entre les variables d'intérêt (emploi, rémunération, valeur ajoutée...) et la réduction de coût *ex ante*. Dans la section 4, nous présentons les sources de données mobilisées pour constituer les échantillons et la définition des variables d'intérêt et de contrôle retenues. Dans la section 5, nous donnons les premiers résultats en considérant pour simplifier que la relation entre les variables d'intérêt et la réduction *ex ante* du coût du travail est linéaire. Nous commentons alors les effets des réductions de charges sur différentes variables des entreprises et donnons à partir de ces estimations une première évaluation du nombre d'emplois créés grâce aux mesures d'allègements de charges. Dans la section 6, nous levons l'hypothèse d'homogénéité de l'effet marginal de la réduction du coût *ex ante*. Nous nous appuyons pour cela sur les travaux de Rubin et de Heckman que nous étendons pour l'analyse des effets des réductions de charge. Une étape importante de ces méthodes d'évaluation consiste à décrire la variable de politique économique, ici la réduction *ex ante* du coût du travail, par des variables de contrôle. Dans la section 7, nous présentons les résultats de cette étape descriptive. Dans la section 8, nous présentons les résultats obtenus avec l'approche semi-paramétrique.

¹ Nos évaluations ne sont néanmoins pas directement comparables à celles issues des modèles d'équilibre général. En effet, contrairement aux évaluations *ex ante* réalisées à l'aide de modèles d'équilibre général, nos évaluations *ex post* ne prennent pas en compte les effets de bouclage ou de financement des mesures.

2. Dispositif français d'allègements de charges sur les bas salaires

2.1 Le système français : des charges sociales importantes

La France se caractérise, au sein de l'Union européenne et même parmi l'ensemble des pays développés, par l'importance des cotisations de sécurité sociale, notamment à la charge de l'employeur (charges sociales), dans le coût de la main d'œuvre. La France est effectivement l'un des pays où les taux de cotisations sociales sont les plus élevés. Ainsi, en 1997, pour un salarié non cadre dont le salaire brut se situe en dessous du plafond de la Sécurité Sociale (13720 F), le taux des cotisations à la charge de l'employeur est de l'ordre de 40% du salaire brut, tandis que le taux à la charge du salarié se situe aux environs de 18%, ce qui représente un écart d'environ 70% entre le coût pour une entreprise et ce dont dispose le salarié après paiement de toutes les cotisations sociales (hors impôts et taxes)^{2,3}.

Les charges sociales sont de ce fait l'objet de nombreuses critiques. Elles sont souvent perçues comme un facteur de chômage car en alourdissant le coût du travail, elles affecteraient négativement l'emploi, en particulier celui des personnes peu qualifiées. En France, les politiques de l'emploi se sont donc orientées vers une baisse des charges sociales portant sur les rémunérations les moins élevées c'est-à-dire essentiellement sur le travail peu qualifié. Cette politique s'inscrit clairement dans une volonté de lutte contre le chômage des non qualifiés. En diminuant le coût relatif de ce type de travail, elle vise effectivement à freiner la tendance à la disparition des emplois non qualifiés, laquelle tient à la fois à la nature du progrès technique et au développement du commerce international.

2.2 Les mesures d'abaissement des charges sur les bas salaires depuis 1993

A partir de 1993, la France a mis en oeuvre diverses mesures d'allègements de cotisations sociales employeurs sur les bas salaires. Elles ont concerné progressivement plusieurs composantes des cotisations sociales (famille, maladie, maternité, vieillesse, invalidité, décès et accidents du travail). L'ensemble des dispositifs a ensuite été fusionné en un unique dispositif à partir de 1996. Les mesures de l'été 1993 consistent en une exonération totale des cotisations patronales d'allocations familiales pour les salaires mensuels inférieurs à 1,1 fois le Smic (soit 5,4

² Les cotisations sociales sont assises sur le salaire brut : les cotisations des salariés s'en déduisent pour former le salaire net, tandis que les cotisations des employeurs s'y ajoutent pour constituer le coût du travail. Leur calcul repose sur un mécanisme de plafond et une succession de taux uniformes. Quatre taux permettent de les définir pour les salariés non cadres. On applique un premier taux, le plus élevé, en deçà du plafond. On applique ensuite un second taux, plus faible, pour la fraction des salaires compris entre un et trois plafonds puis un troisième taux, encore plus faible, pour la fraction entre trois et quatre plafonds et enfin un quatrième taux, le plus faible, au delà de quatre plafonds. En 1997, le taux de cotisations employeurs au niveau du plafond (13720 francs pour le plafond brut mensuel) est de 40%, celui au niveau de trois plafonds de 32%, celui au niveau de quatre plafonds de 28% et celui appliqué au delà de quatre plafonds de 23%. S'agissant des taux de cotisations employés, ils sont respectivement de environ 18%, 12%, 9% et 6%. Les quatre taux étant assez rapprochés, les cotisations sociales sont, en France, faiblement dégressives. Il en est toutefois autrement depuis la mise en oeuvre en 1993 des allègements de charges sociales sur les bas salaires.

³ Cet écart ne mesure pas totalement le coin fiscal c'est-à-dire l'écart entre le coût supporté par l'entreprise et le salaire net de tout prélèvement du salarié. Outre les taux de cotisations salariés et employeurs, le coin fiscal tient compte des taux d'imposition direct et indirect (taxe sur la valeur ajoutée, taxe intérieure sur les produits pétroliers, impôt sur le revenu). En 1998, le taux moyen de coin fiscal est légèrement supérieur à deux. Ainsi, pour 100 francs versés par l'employeur, le salarié perçoit un revenu disponible de 49,20 francs.

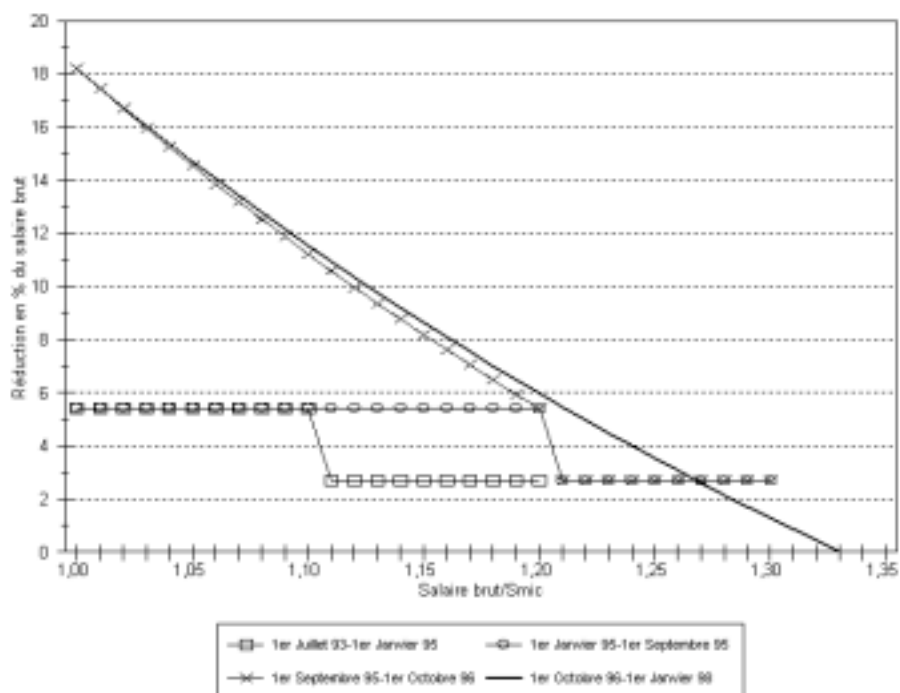
points de cotisations) et une réduction de moitié pour ceux compris entre 1,1 et 1,2 fois le Smic (soit 2,7 points de cotisations). Ces mesures sont entrées en vigueur le 1er juillet 1993. Elles sont reprises dans la loi quinquennale sur l'emploi et la formation professionnelle de décembre 1993. A compter du 1er janvier 1995, le seuil est relevé à 1,2 Smic pour l'exonération complète et à 1,3 Smic pour l'exonération partielle. Une réduction dégressive des cotisations d'assurance maladie jusqu'à 1,2 fois le Smic est ajoutée à ce dispositif en « marche d'escalier » à partir du 1er septembre 1995. Le montant maximum de l'abattement est fixé à 800 F, ce qui correspond au total des cotisations employeurs pour la maladie au niveau du Smic (soit 12,8 points de cotisations). A la différence des exonérations de cotisations famille, cette ristourne, calculée sur la base du salaire mensuel, est proratisée par la durée du travail pour les salariés à temps partiel⁴. Les deux dispositifs ont fusionné le 1er octobre 1996 en une ristourne unique dégressive pour les salaires mensuels inférieurs à 1,33 fois le Smic. L'ensemble des cotisations d'assurances sociales à la charge de l'employeur (maladie, maternité, vieillesse, invalidité, décès, accidents du travail et allocations familiales) est concerné par la ristourne, qui par ailleurs n'est plus calculée au prorata de la durée rémunérée. L'abattement maximum est fixé à 1137 F, ce qui équivaut au montant des cotisations employeurs pour la maladie et la famille au niveau du smic (soit 18,2 points de cotisations). Initialement prévue jusqu'au 1er janvier 1998, cet allègement unique dégressif est désormais pérenne. A partir du 1er janvier 1998, elle bénéficie aux salaires mensuels jusqu'à 1,3 fois le Smic. La proratisation de l'exonération est également réintroduite⁵. Du fait de la politique de limitation des charges sociales pour les bas salaires, ces dernières sont devenues franchement progressives en France pour le bas de la hiérarchie salariale.

Le graphique 1 présente les différentes mesures introduites en France entre juillet 1993 et janvier 1998. Plus précisément, il indique la réduction de charges (en % du salaire brut) dont peut bénéficier l'employeur d'un salarié rémunéré entre 1 et 1,33 fois le Smic sur la période 93-97. Ce graphique montre que les réductions de charges, plutôt modestes entre juillet 1993 et septembre 1995, deviennent substantielles à partir de cette dernière date. Ainsi, pour un salarié au niveau du Smic, la réduction de charges est de 5,4% du salaire brut entre le 1^{er} juillet 1993 et le 31 août 1995 et de 18,2% à partir du 1^{er} septembre 1995. Cette politique permet de faire baisser sensiblement les taux de cotisations sociales employeurs au niveau du Smic, de 40% au début des années quatre-vingt dix à 22% à partir de 1996.

⁴ Pour la réduction dégressive de cotisations patronales, dans la période du 1er Septembre 1995 au 1er Octobre 1996, le seuil est défini en termes de salaires versés dans le mois, mais la réduction est calculée au prorata de la durée rémunérée. Ainsi, l'emploi d'un salarié à mi-temps payé deux fois le Smic horaire bénéficie, au titre de la réduction dégressive, d'une réduction exactement égale à la moitié du montant maximal, soit 400 francs. En revanche, il bénéficie de la totalité de l'exonération des cotisations famille, soit 337 francs.

⁵ Le dispositif fusionné entrant en vigueur au 1er Octobre 1996 encourage davantage le temps partiel que le dispositif précédent. En effet, l'exonération mensuelle pour un salarié à mi-temps rémunéré le double du Smic horaire passe de 737 francs à 1137 francs du seul fait de l'abandon de la proratisation de la ristourne. Ainsi, alors qu'une entreprise employant deux salariés à mi-temps au double du Smic horaire a une réduction mensuelle de 2274 francs, une entreprise qui emploie un salarié à plein temps avec le même salaire horaire n'en a aucune. L'incitation au temps partiel est de nouveau atténuée au delà du 1er Janvier 1998 avec la réintroduction de la proratisation de l'exonération.

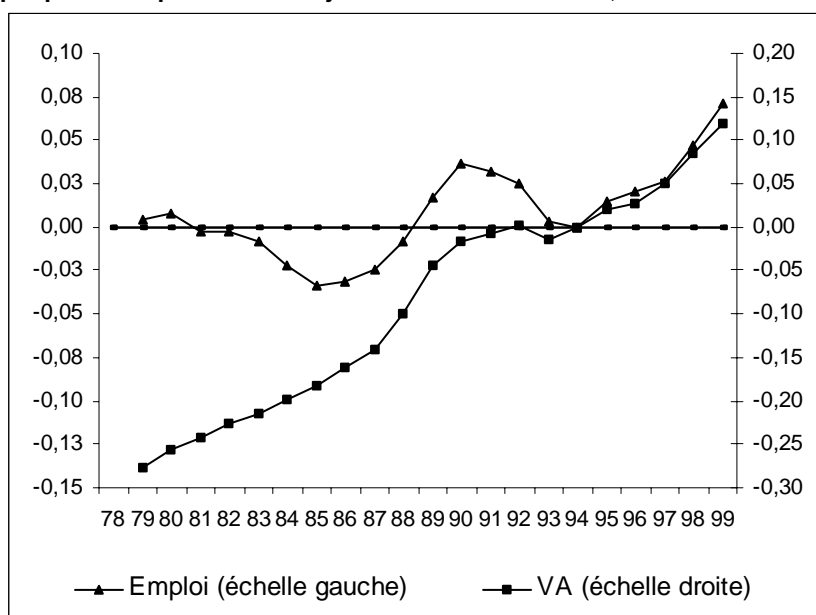
Graphique 1 - Les abaissements de charges de 1993 à 1998



2.3 Tendence macroéconomique générale lors de l'instauration des dispositifs.

Les mesures d'allègements de charges sur les bas salaires se sont inscrites dans un contexte macroéconomique fortement dégradé (graphique 2). L'activité avait connu une longue période de stagnation depuis le début des années 90 jusqu'à 1994. Au cours de cette période, l'emploi a fortement baissé. L'année 1994 marque une rupture dans cette tendance avec une reprise substantielle de l'emploi.

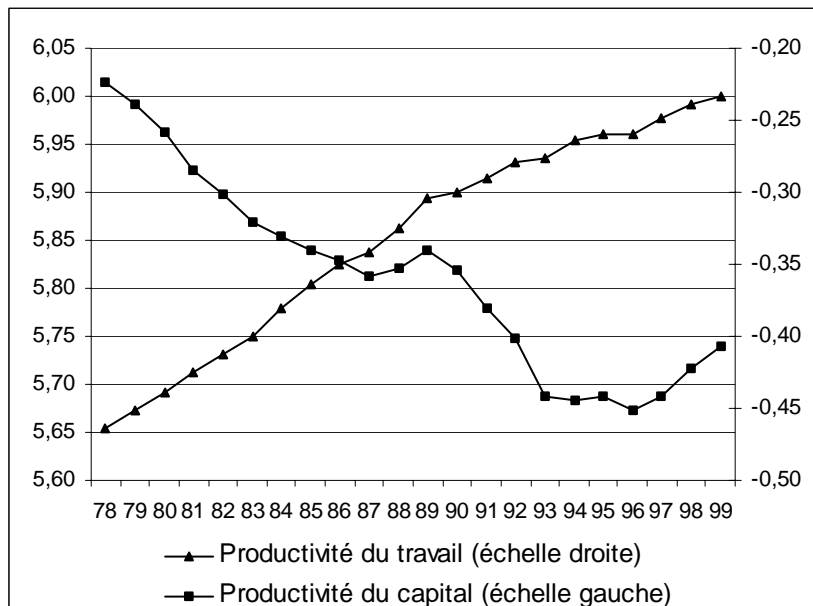
Graphique 2 - Emploi et valeur ajoutée entre 1978 et 1996, branches marchandes



Source : Compte de la nation (grandeurs en logarithme normalisées à zéro en 1994)

De même, on a observé une progression sensible de la productivité du capital à partir de 1994 et un enrichissement du contenu de la croissance en emploi (graphique 3). L'évolution de la productivité du capital est particulièrement spectaculaire. Le trend à la baisse quasi continu depuis le début des années 80 a été brutalement stoppé en 1993 et s'est inversé pour repartir à la hausse à partir de 1997.

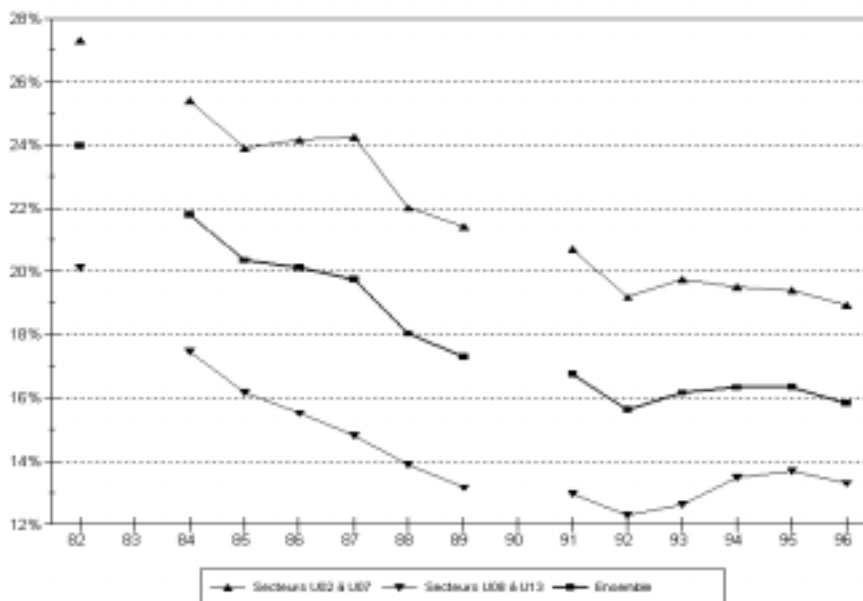
Graphique 3 - Productivité du travail et du capital entre 1978 et 1996, branches marchandes



Source : Compte de la nation (grandeurs en logarithme)

Les mesures d'allègement de charges ont également coïncidé avec l'arrêt du déclin de la part de l'emploi non qualifié dans l'emploi total (graphique 4). En effet, la tendance longue à la baisse de l'emploi non qualifié s'est interrompue au début des années quatre-vingt dix, parallèlement à la mise en œuvre des premières mesures d'abaissement de charges sur les bas salaires.

Graphique 4 - Part des non qualifiés entre 1982 et 1996



Sources : séries d'emploi construites par Audric, Givord et Prost (2000) à partir des Déclarations annuelles de données sociales (DADS). Champs : Salariés à temps plein du secteur marchand, hors agriculture. Les discontinuités proviennent de l'absence des DADS en 1983 et 1990.

2.4 Une subvention versée aux entreprises

Si ces évolutions agrégées mettent bien en évidence une reprise de l'emploi en particulier non qualifié, concomitante à l'introduction des mesures d'abaissement de charges pour les bas salaires, elles ne permettent pas, en revanche, de la leur attribuer. L'objet de ce travail est d'évaluer, à partir de données individuelles d'entreprises, les effets de ces mesures sur différentes caractéristiques des entreprises dont l'emploi et en particulier l'emploi des non qualifiés et des jeunes.

Pour ce faire, nous nous intéressons à une variable essentielle qui mesure, au niveau de l'entreprise, la réduction du coût moyen du travail *ex ante* associée à la mise en place des mesures substantielles de 1995 et 1996. Plus précisément, il s'agit de la réduction du coût du travail calculée en 1994 à l'aide de la structure des salaires observée dans l'entreprise à cette date et imputable de ce fait aux seuls changements législatifs sur le coût du travail des bas salaires intervenus en 1995 et 1996 (par rapport à 1994). Formellement, les données des DADS de 1994 donnent pour chaque salarié j de chaque entreprise i son salaire brut de 1994 soit $w_{j,i,94}$. A partir de ce niveau de salaire, on calcule les coûts du travail avec la législation sur les allègements de charges de 1994 et 1997, respectivement $c_{j,i,94}(L_{94})$ et $c_{j,i,94}(L_{97})$, définis par :

$$c_{j,i,94}(L_{94}) = (1 + T_{94}(w_{j,i,94}))w_{j,i,94}$$

$$c_{j,i,94}(L_{97}) = (1 + T_{97}(w_{j,i,94}))w_{j,i,94}$$

où $T_{94}(w_{j,i,94})$ et $T_{97}(w_{j,i,94})$ sont les taux de cotisations sociales employeurs de 1994 s'appliquant au salaire $w_{j,i,94}$ et comprenant les réductions de taux de cotisations sociales employeurs respectivement de 1994 et 1997. La réduction *ex ante* du coût moyen du travail au niveau de l'entreprise s'écrit alors comme :

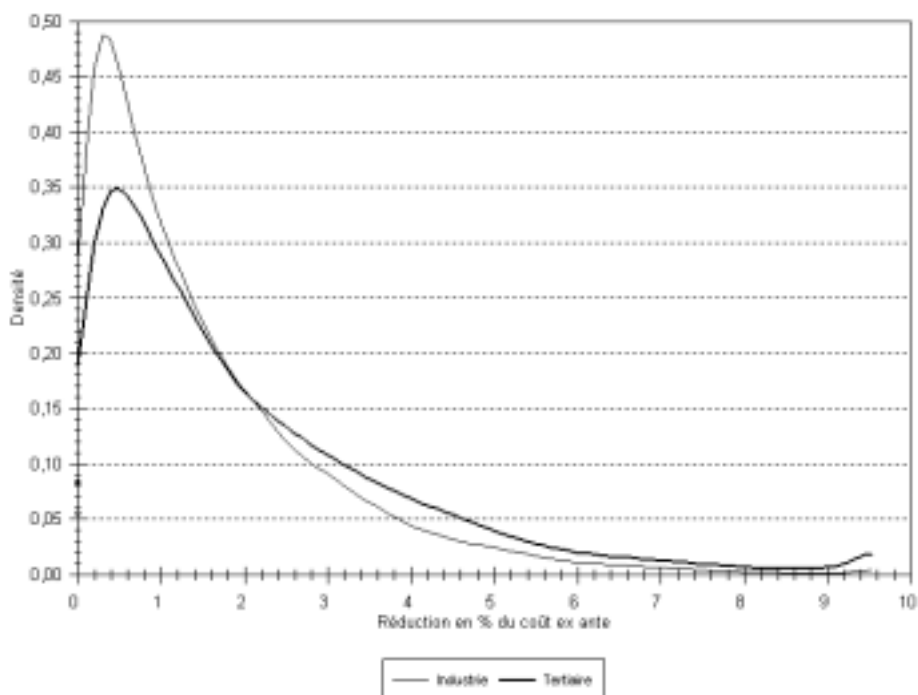
$$t_i = \frac{\sum_{j \in 1} (c_{j,i,94}(L_{97}) - c_{j,i,94}(L_{94}))}{\sum_{j \in 1} c_{j,i,94}(L_{94})}$$

Cette variable est d'autant plus forte que la proportion de bas salaires dans l'entreprise est importante. En outre, elle varie de 0% pour les entreprises ne comprenant aucun salarié rémunéré en dessous de 1,33 Smic en 1994 à 9,5% pour les entreprises dont tous les salariés sont rémunérés au Smic.

Le graphique 4 représente la distribution de la réduction *ex ante* du coût moyen du travail pour les entreprises de l'industrie et du tertiaire, hors secteurs financiers. Elle est obtenue à l'aide d'un échantillon de près de 100.000 entreprises, issu de la fusion de différentes sources de données (BRN - Bénéfices Réels Normaux et DADS), sur lesquelles nous reviendrons dans la partie qui leur est consacrée. Pour l'ensemble de ces entreprises, celles de l'industrie et celles du tertiaire, nous calculons aussi les parts des entreprises et des emplois dans différentes classes de valeurs de la réduction *ex ante* du coût du travail. Elles sont reportées dans le tableau 1. Il ressort que la proportion d'entreprises pour lesquelles la réduction *ex ante* du coût du travail est nulle n'est pas négligeable. Ainsi, 5,6% des entreprises de l'industrie et 8,3% des entreprises du tertiaire n'étaient pas susceptibles de bénéficier des allègements de charges de 1995 et 1996 étant donné leur situation en 1994. Néanmoins, ces entreprises ne représentaient que 0,8% des effectifs salariés dans l'industrie et 1,3% dans le tertiaire. Pour environ 50% des entreprises dans l'industrie et dans le tertiaire, la réduction de coût du travail *ex ante* a été plus substantielle, comprise entre 1 et 6%.

Alors que dans l'industrie ces entreprises ne représentaient que le quart des effectifs salariés, dans le tertiaire, elles représentaient environ 40% des effectifs. Les réductions *ex ante* supérieures à 6 % ont été rares (0,6 % des effectifs).

Graphique 5 - Distribution de la réduction du coût moyen du travail *ex ante* dans l'industrie et le tertiaire



Note : Estimations à noyau des densités pour les valeurs positives de la réduction du coût *ex ante*.

Tableau 1 - La réduction du coût moyen du travail *ex ante*

	0%	0-1%	1-6%	6-9,5%	9,5%
<i>Ensemble</i>					
Part des entreprises en %	7,2	39,3	50,2	2,6	0,6
Part des emplois en %	1,0	65,6	32,7	0,6	0,0
<i>Industrie</i>					
Part des entreprises en %	5,6	45,9	46,9	1,5	0,1
Part dans les effectifs en %	0,8	73,3	25,6	0,3	0,0
<i>Tertiaire</i>					
Part des entreprises en %	8,3	35,1	52,4	3,3	0,9
Part des emplois en %	1,3	56,4	41,3	0,9	0,1

Note : Ces chiffres sont obtenus à partir d'un échantillon comprenant 87.720 entreprises dont 34.371 (39%) dans l'industrie et 53.349 (61%) dans le tertiaire. Ces entreprises emploient 3.772.941 salariés dont 2.053.777 (54%) dans l'industrie et 1.719.164 (46%) dans le tertiaire.

3. Peut-on identifier l'effet des réductions de charges à partir de la seule réduction *ex ante* du coût moyen du travail ?

La démarche que nous adoptons pour identifier l'effet des réductions de charges consiste à régresser l'évolution entre 1994 et 1997 d'un certain nombre de variables d'intérêt (emploi, coût moyen du travail, structure de la main d'œuvre...) sur la réduction de coût *ex ante* et un ensemble de variables de contrôle. Dans cette section, nous examinons les conditions de validité d'une telle démarche.

Nous nous appuyons pour cela sur un modèle d'offre et de demande de travail que nous développons dans l'annexe A. Ce modèle introduit plusieurs catégories de main d'œuvre. Les salaires prévalant dans chaque entreprise sont supposés être ceux qui égalisent l'offre et la demande de chaque type de salariés au sein de l'entreprise. Les demandes de main d'œuvre sont déterminées par des entreprises en concurrence monopolistique sur le marché de leurs produits, tandis que les offres sont supposées croître avec le salaire brut. Les offres et les demandes présentent des caractéristiques spécifiques aux entreprises.

Hypothèse H1 : les catégories de salariés touchées par les réductions de charges sont complémentaires

Nous montrons alors que, sous l'hypothèse H1, l'évolution des variables d'intérêt de 1994 à 1997 telles que la croissance des salaires bruts ou de l'emploi des différents types de salariés s'écrit comme une fonction de la réduction de coût *ex ante* t_i et de facteurs Φ_i et v_i :

$$\Delta y_i = \Delta y(\Phi_i, v_i, t_i)$$

Φ_i comprend les paramètres structurels (élasticités de substitution, élasticité prix de la demande et élasticités des offres de travail), les parts des différents facteurs de production dans les coûts totaux et le coût d'usage du capital et v_i les chocs de demande et de productivité. Nous montrons également que la réduction *ex ante* du coût du travail dépend d'un ensemble de facteurs que nous scindons en deux groupes Φ_i et ω_i :

$$t_i = t(\Phi_i, \omega_i)$$

Φ_i désigne les facteurs précités et ω_i les autres caractéristiques spécifiques à l'entreprise affectant les offres et les demandes de travail. A la différence de v_i , ω_i contient les effets spécifiques d'entreprises.

Ce modèle permet de dégager trois résultats importants :

- i. les variables d'intérêt *ex post* peuvent être définies comme des fonctions de la réduction *ex ante* du coût moyen du travail dès lors que l'on suppose que les catégories de salariés touchées par les réductions de charges sont complémentaires ;
- ii. les variables d'intérêt dépendent de nombreux facteurs affectant aussi la réduction *ex ante* du coût du travail ;
- iii. enfin, il existe des facteurs ayant un impact sur la réduction *ex ante* mais pas sur les variables *ex post*. Il s'agit des effets individuels d'entreprises : ils influencent la distribution des salaires en 1994 et donc la réduction *ex ante* du coût du travail mais n'exercent plus d'effet direct sur les variables *ex post* car celles-ci sont en évolution.

Ces résultats montrent qu'il est possible d'évaluer l'impact des réductions de charges sur les évolutions ultérieures des entreprises en les comparant selon l'intensité de leur réduction de coût *ex ante*. Compte tenu de l'existence de nombreuses caractéristiques des entreprises communes à la réduction *ex ante* et aux variables d'intérêt, il est nécessaire de réaliser les comparaisons entre entreprises présentant des caractéristiques similaires. En pratique, nous approcherons ces caractéristiques par un ensemble de variables observables et nous régresserons les variables d'intérêt sur ces variables de contrôle et la réduction *ex ante* du coût du travail. Nous faisons alors l'hypothèse H2 suivante :

Hypothèse H2 : $V(\Phi_i | X_i) = 0$ et $V(t_i | X_i) > 0$

La première partie de l'hypothèse garantit que les variables de contrôle X_i permettent d'annuler le biais de sélectivité. La seconde partie précise que les variables X_i n'expliquent pas totalement la réduction *ex ante* du coût du travail. Après conditionnement, il subsiste une source de variabilité aléatoire spécifique à la réduction du coût *ex ante* : des entreprises « comparables » peuvent ainsi bénéficier de réductions *ex ante* différentes. Cette hypothèse est essentielle pour l'identification de l'effet de la réduction *ex ante* sur les variables d'intérêt. Si les variables X_i mesurent bien les facteurs communs Φ_i , cette source de variabilité doit provenir des effets spécifiques d'entreprises. Les études empiriques disponibles sur données appariées d'entreprises et de salariés montrent que cette source n'est pas négligeable. En effet, elles ont mis en évidence l'existence d'écart de salaires pouvant être importants entre entreprises pour des emplois et des individus apparemment identiques. Ainsi, Abowd, Kramarz et Margolis (1999) estiment que les aptitudes individuelles n'expliquent que 80% des écarts de salaires observés entre entreprises.

Nous utilisons quatre types de variables de contrôle : des caractéristiques passées des entreprises, des variables de concurrence, des variables financières et des variables sur la structure des qualifications. Elles sont mesurées pour la plupart en 1994 et pour certaines en évolution moyenne entre une date antérieure à 1994 (généralement la date de première année de présence dans l'échantillon) et l'année 1994. Les caractéristiques passées reflètent les chocs de demande et de productivité inobservés. Il s'agit de la valeur ajoutée brute au coût des facteurs, de la productivité du travail, de la croissance de la productivité globale des facteurs et de l'intensité capitalistique. Nous considérons également des variables de concurrence pour approcher le paramètre inconnu de l'élasticité prix de la demande. Elles sont mesurées au niveau individuel par le taux de marge et au niveau sectoriel par des taux d'importation et d'exportation ainsi que par des taux d'entrée et de sortie. S'agissant des variables financières, elles sont destinées à prendre en compte les chocs sur le coût du capital qui ont résulté de la forte hausse des taux d'intérêt et des modifications importantes de la fiscalité sur la période 1994-1997 (progression du taux de prélèvement libératoire de 19,4% à 25%, de l'IS de 33,3% à 41,7% et du taux d'imposition des plus-values de 19,4% à 26%). Elles se composent du coût d'usage du capital, de la part des dettes dans le financement ainsi que de la variation *ex ante* du coût du capital, mesurant la variation uniquement induite par les changements de fiscalité sur la période. Enfin, les variables décrivant la structure des qualifications désignent les parts des différents facteurs dans l'entreprise. Elles sont mesurées au niveau des entreprises par les parts dans le total des heures travaillées de dix-huit catégories de salariés, créées par le croisement des critères de sexe, de qualifications et d'âge.

4. Données

Les données utilisées résultent principalement de l'appariement de deux sources qui sont les déclarations des Bénéfices Réels Normaux (BRN) et les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS). Les déclarations des BRN sont remplies annuellement par les entreprises de plus de 3,5 millions de francs de chiffre d'affaires (seuil de 1992) soumises à l'impôt sur le revenu au titre des Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC). Les BIC correspondent aux bénéfices déclarés par les entreprises dont l'activité, commerciale, industrielle ou artisanale, est exercée dans un but lucratif (60% des entreprises, 94% du chiffre d'affaires). Les déclarations des DADS sont remplies annuellement par toute entreprise employant des salariés. Elles couvrent l'ensemble des employeurs et de leurs salariés à l'exception toutefois des salariés agricoles et des agents de l'Etat. Les salariés des industries ou services agricoles ainsi que ceux des établissements publics (grandes entreprises nationales, hôpitaux publics,...) et des collectivités territoriales sont en revanche pris en compte. L'exploitation statistique des DADS est devenue exhaustive à compter de 1993. Avant cette date, les salariés présents dans les DADS étaient échantillonnés au 1/25^e en fonction de leur mois et de leur année de naissance. Actuellement, ils représentent près de 80% des emplois salariés.

Les variables d'intérêt examinées dans ce travail sont en évolution entre 1994 et 1997 (les années précédant et suivant l'intensification du dispositif d'allègement de charges). Il s'agit des différences du logarithme de la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs en volume, des effectifs, de la rémunération moyenne de l'emploi, de l'intensité capitaliste, de la productivité de l'emploi et de celle du capital, du taux de marge et du coût unitaire de production. Le taux de marge est défini comme le rapport entre la valeur ajoutée en valeur et les coûts totaux de l'entreprise (coût du capital inclus). La croissance du coût unitaire de production est mesurée par la moyenne de la rémunération moyenne de l'emploi et du capital, pondérée par les parts des facteurs dans les coûts totaux. Comme cette variable approxime la croissance des prix, la croissance de la valeur ajoutée en volume est alors mesurée par la différence entre la croissance de la valeur ajoutée en valeur et la croissance du coût unitaire de production. Toutes ces variables sont calculées à partir des BRN. Nous examinons également la variation de la part dans le total des heures travaillées de différentes catégories de salariés telles que les non qualifiés, les jeunes et les jeunes non qualifiés. Nous utilisons pour cela les informations des DADS.

Les variables de contrôle sont introduites à leur niveau de 1994 et pour certaines d'entre elles en évolution moyenne sur une période passée. Pour les caractéristiques passées des entreprises reflétant les chocs de demande, il s'agit du logarithme de la valeur ajoutée brute au coût des facteurs et de sa différence moyenne. Pour les caractéristiques passées reflétant les chocs de progrès techniques, nous considérons le logarithme de la productivité du travail ainsi que la croissance moyenne de la productivité globale des facteurs, le logarithme et la différence moyenne du logarithme de l'intensité capitaliste. Ces différentes variables sont calculées à partir des BRN. Les variables de concurrence sont mesurées au niveau individuel par le taux de marge en niveau et en évolution. Au niveau sectoriel, nous retenons les taux d'importation et d'exportation au niveau deux chiffres de la nomenclature (niveau 100 de la nap), lesquels sont issus de la comptabilité nationale, de même que des taux d'entrée et de sortie au niveau quatre chiffres de la nomenclature (niveau 600 de la nap), construits à partir des BRN. Les variables financières, issues des BRN, se composent du coût d'usage du capital, de la part des dettes dans le financement ainsi que de la variation *ex ante* du coût du capital, mesurant la variation uniquement induite par les changements de fiscalité sur la période. Enfin, les variables sur la structure des qualifications sont mesurées au niveau des entreprises par les parts dans les heures de dix-huit catégories de salariés, créées à partir des DADS par le croisement du sexe, de trois qualifications définies à partir de la CS et de trois classes d'âge. Elles comprennent également au niveau individuel la part des salaires dans les coûts et au niveau sectoriel le coût moyen et les effectifs des non qualifiés au niveau

deux chiffres de la nomenclature, obtenus par agrégation des informations des DADS à ce niveau. L'annexe B précise les définitions des variables d'intérêt et de contrôle sus mentionnées.

La constitution de l'échantillon d'entreprises s'est déroulée en plusieurs étapes. Nous avons tout d'abord sélectionné les entreprises présentes chaque année dans les BRN à partir de l'année 1993 au moins et jusqu'en 1997. Nous avons ensuite réalisé un certain nombre de nettoyages sur des variables standards de l'analyse économique telles que la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs, les effectifs, le capital, la masse salariale, etc... Ils ont conduit à éliminer près de la moitié des entreprises dans l'industrie et un peu plus de 60% dans les services. Puis, nous avons fusionné les informations des BRN avec celles des DADS en ne conservant que les entreprises présentes dans les deux sources de données entre 1993 et 1997. L'appariement a éliminé 9% des entreprises « nettoyées », que ce soit dans l'industrie ou le tertiaire. Pour terminer, nous avons effectué un dernier nettoyage sur les variables de contrôle et d'intérêt, qui a éliminé 14% des entreprises à la fois dans l'industrie et le tertiaire. Finalement, sur les 295.118 entreprises présentes dans les BRN de 1993 à 1997, 87.720 d'entre elles sont conservées dans notre échantillon, soit 30% des entreprises. Parmi elles, 34.371 (39%) appartiennent à l'industrie et 53.349 (61%) au tertiaire. Ces entreprises emploient au total 3.772.941 salariés dont 2.053.777 (54%) dans l'industrie et 1.719.164 (46%) dans le tertiaire. Pour plus de détails sur les opérations réalisées sur les fichiers de données initiaux, le lecteur intéressé pourra consulter l'annexe C.

5. Estimation paramétrique de l'impact des allègements de charges sur différentes caractéristiques des entreprises

Nous examinons maintenant la relation entre la réduction *ex ante* du coût du travail et les différentes variables d'intérêt en supposant dans un premier temps qu'elle est linéaire. Les résultats sont reportés dans le tableau 2. Ils sont obtenus en régressant par les moindres carrés ordinaires chaque variable d'intérêt sur la réduction *ex ante* et les variables de contrôle. Nous considérons donc la relation suivante :

$$(1) \quad \Delta y_i = a t_i + x_i b + u_i, \quad \forall i$$

où Δy_i représente l'évolution de la variable d'intérêt entre 1994 et 1997, t_i la réduction *ex ante* du coût moyen du travail, x_i les variables de contrôle et u_i le terme d'erreur. Dans cette première spécification, l'effet d'un accroissement marginal de la réduction du coût du travail *ex ante* est supposé constant (relation linéaire) et identique entre entreprises.

Il convient de noter que les paramètres n'ont pas d'interprétation structurelle. En effet, le modèle développé dans l'annexe A montre bien que les élasticités à la réduction de coût *ex ante* combinent différents paramètres d'offres et de demandes de facteurs qu'on ne peut donc dissocier. Il est cependant possible d'avoir des indications sur l'importance des mécanismes à l'œuvre, effets de substitution et de volume, en examinant les élasticités à la réduction *ex ante* du coût du travail de certaines variables d'intérêt.

5.1 Les effets observés des réductions *ex ante* du coût du travail

Les résultats mettent en évidence une relation positive entre l'emploi et la réduction *ex ante* du coût du travail : la croissance de l'emploi dans les entreprises sur la période 1994-1997 a été d'autant plus vive que les entreprises ont fortement bénéficié d'une réduction *ex ante* du coût du travail. Ainsi, une réduction *ex ante* de coût de 1% a conduit à une progression de l'emploi de 1,6% dans l'industrie et de 1,8% dans le tertiaire. Ces évolutions importantes de l'emploi renvoient à deux types de mécanismes. Le premier effet correspond à des substitutions entre les facteurs : le contenu de la production en emplois non qualifiés augmente. Le second correspond à un effet de profitabilité : la baisse des coûts de production permet aux entreprises de baisser leurs prix ce qui induit une augmentation de la demande qui provoque à son tour un accroissement de l'ensemble des facteurs de production.

Tableau 2 : Effets des réductions *ex ante* du coût du travail sur l'évolution entre 1994 et 1997 de certaines caractéristiques des entreprises

Variables	Elasticités		Taux de croissance	
	Industrie	Tertiaire	Industrie	Tertiaire
Effectifs salariés ^a	1,60 (0,12)	1,79 (0,09)	1,28	2,33
Coût moyen du travail ^a	-2,30 (0,09)	-2,25 (0,07)	-1,84	-2,93
Part des non qualifiés	0,38 (0,07)	0,49 (0,05)	0,30	0,64
Part des jeunes	0,04 (0,04)	0,30 (0,04)	0,03	0,39
Part des jeunes non qualifiés	0,03 (0,03)	0,17 (0,03)	0,02	0,22
Intensité capitalistique ^a	-1,40 (0,15)	-1,58 (0,13)	-1,12	-2,05
Productivité du capital ^{a,b}	1,17 (0,19)	0,79 (0,13)	0,94	1,03
Productivité du travail ^{a,b}	-0,24 (0,27)	-0,79 (0,19)	-0,19	-1,03
Taux de marge ^a	0,13 (0,08)	0,05 (0,06)	0,10	0,07
Coût unitaire de production ^a	-1,75 (0,25)	-1,34 (0,17)	-1,40	-1,74
Valeur ajoutée ^{a,b}	1,37 (0,23)	1,00 (0,15)	1,10	1,30

Note : Ces résultats sont obtenus en régressant la variable considérée sur la réduction *ex ante* du coût du travail et un ensemble de variables de contrôle en 1994 et pour certaines en évolution sur une période antérieure. Elles sont réalisées sur 32.459 observations dans l'industrie et 48.930 observations dans le tertiaire. Les entreprises n'ayant pas bénéficié des réductions de charges ont été éliminées. L'exposant ^a signifie que la variable est en logarithme et ^b qu'elle est déflatée par un indice de coût de production unitaire, pondérant le coût du travail et le coût du capital par leur part dans les coûts totaux de l'entreprise.

Nos résultats montrent que les substitutions s'opèrent principalement entre salariés : la structure de la main d'œuvre s'est fortement déformée en faveur des travailleurs les moins rémunérés, en particulier des non qualifiés et des jeunes non qualifiés. En effet, les réductions *ex ante* du coût du travail ont conduit à un accroissement de la part des non qualifiés et des jeunes non qualifiés. Dans le tertiaire, ces effets sont importants. Une réduction de 1% du coût du travail *ex ante* conduit à une progression de 0,5 point de la part de l'emploi non qualifié, de 0,3 point de la part des jeunes et de 0,2 point de la part des jeunes non qualifiés. Dans l'industrie, ces effets sont plus faibles et les relations avec la part des jeunes et la part des jeunes non qualifiés non significatives. Les substitutions entre salariés s'observent aussi au travers de l'évolution du coût du travail *ex post*. Une augmentation de la réduction du coût du travail *ex ante* de 1 point conduit à une baisse du coût moyen du travail *ex post* de 2,3% dans chacun des deux secteurs. Des substitutions s'opèrent également entre travail et capital. Ainsi, l'intensité capitalistique se réduit fortement sous l'effet des réductions de charges dans chaque secteur. De même, la productivité du travail baisse et celle du capital augmente. Toutefois, la relation entre productivité du travail et réduction du coût du travail *ex ante* n'est ni importante ni statistiquement significative dans le secteur industriel.

Les créations d'emplois trouvent aussi leur origine dans le développement des débouchés liés aux baisses de prix, elles même permises par la réduction des coûts de production. Bien que les prix ne soient pas observés au niveau des entreprises, il est possible, sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants, d'approcher le taux de marge par le rapport entre la valeur ajoutée et les coûts totaux (rémunération du capital comprise). Les estimations réalisées indiquent que le taux de marge n'a pas augmenté sous l'effet des réductions de coût *ex ante*. Ce résultat tend à montrer que les réductions de coût associées aux dispositifs ont été répercutées dans les prix. En outre, il semblerait que les baisses de prix aient été importantes compte tenu de la relation entre la croissance du coût de production unitaire, moyenne de l'évolution du coût du travail et de celle du coût du capital et la réduction *ex ante* du coût du travail. En effet, comme l'illustre le tableau 2, le coût de production unitaire baisse fortement

sous l'effet des réductions de charges. Ces évolutions sont surtout importantes dans le secteur industriel. Une réduction du coût du travail *ex ante* de 1% conduit à une baisse du coût de production unitaire de 1,8% dans l'industrie et de 1,3% dans le tertiaire. Par ailleurs, l'évolution forte des prix dans le secteur industriel permet de comprendre pourquoi les réductions de coût *ex ante* n'ont eu que peu d'incidence sur la productivité du travail. Cette baisse importante des prix a limité sensiblement la baisse du coût réel du travail *ex post* dans l'industrie. Ainsi, une réduction du coût *ex ante* de 1% a conduit à une baisse du coût réel du travail de seulement 0,5% dans le secteur industriel, alors qu'elle a conduit à une baisse de 0,9% dans le tertiaire. Enfin, l'amélioration des conditions de l'offre a conduit à un développement important de l'activité des entreprises, notamment dans l'industrie. Une augmentation de 1 point de la réduction du coût du travail *ex ante* conduit à un accroissement de l'activité de 1,4% dans l'industrie et de 1,0% dans le tertiaire.

5.2 Une évaluation macro-économique des mesures d'allègements de charges sociales de 1995 et 1996

Ces résultats préliminaires permettent de donner une première évaluation macro-économique du nombre d'emplois créés ou sauvegardés grâce aux mesures d'allègements de charges sur les bas salaires. Cette évaluation s'obtient simplement en appliquant le taux de croissance des effectifs imputable aux dispositifs d'allègements de charges au nombre d'emplois dans l'économie. Pour chaque entreprise, le taux de croissance imputable aux réductions de charges est obtenu en comparant la situation des entreprises *ex post* Δy_i avec celle qui aurait prévalu en l'absence des mesures d'allègements de charges $\Delta y_i(0)$. Cette dernière quantité est définie à partir de la relation (1). Lorsque l'entreprise ne bénéficie pas des mesures d'allègements de charges, la croissance de son emploi est alors égale à : $\Delta y_i(0) = x_i b + u_i$. Le taux de croissance imputable aux réductions de charges dans la population totale est ainsi défini par :

$$(2) \quad E[\bar{\omega}_i (\Delta y_i - \Delta y_i(0))] = a E[\bar{\omega}_i t_i]$$

où $\bar{\omega}_i$ est une variable de pondération normalisée : $\bar{\omega}_i = N_i / E(N_i)$ et N_i les effectifs salariés de l'entreprise en 1994. Dans l'échantillon, il est estimé par $\hat{a} \bar{t}$ où \hat{a} est l'estimateur des moindres carrés ordinaires de l'élasticité de l'emploi à la réduction de coût *ex ante* et $\bar{t} = \sum_i \bar{\omega}_i t_i / n$ est la moyenne pondérée des réductions *ex ante* du coût du travail dans l'échantillon de taille n . Les taux de croissance imputables aux réductions de charges sont reportés dans les deux dernières colonnes du tableau 2 pour l'industrie et le tertiaire.

Dans l'industrie, avec une élasticité *ex ante* de 1,6 et une baisse moyenne du coût du travail *ex ante* de 0,8%, le taux de croissance des effectifs imputable aux allègements de charges est évalué à 1,3%. Etant donné un emploi salarié de 5.000.000, on peut évaluer à près de 65.000 le nombre d'emplois créés ou sauvegardés dans l'industrie entre 1994 et 1997 du fait des mesures d'allègements de charges. Dans le tertiaire, ce chiffre est beaucoup plus fort : avec une élasticité de 1,8, une baisse moyenne du coût du travail de 1,3% et un emploi salarié de 10.000.000, il est d'environ 235.000 emplois. Nos estimations concluent donc que près de 300.000 emplois auraient été créés ou sauvegardés dans l'industrie et le tertiaire au bout de deux ans grâce aux mesures d'allègements de charges de 1995 et 1996. En outre, nous pouvons distinguer parmi ces 300.000 emplois le nombre d'emplois non qualifiés créés ou sauvegardés grâce aux mesures introduites. En distinguant deux qualifications, les qualifiés et les non qualifiés, nous pouvons évaluer les élasticités des deux catégories

de main d'œuvre à la réduction *ex ante* du coût du travail. Si on retient une part de l'emploi non qualifié dans l'emploi total de 22% dans l'industrie et de 30% dans le tertiaire, les élasticités de l'emploi non qualifié et qualifié sont respectivement de 3,5% et 1,1% à la fois dans l'industrie et le tertiaire⁶. Nous obtenons alors environ 165.000 créations ou sauvegardes d'emplois non qualifiés au bout de deux ans, dont 30.000 dans l'industrie et 135.000 dans le tertiaire. Elles représentent ainsi plus de la moitié des créations totales. Ces chiffres illustrent bien les effets de substitution et les effets de volume à l'œuvre. En effet, alors que la part des non qualifiés est d'environ 25% dans l'emploi total, elle est de 50% dans les créations d'emplois. Toutes les catégories de travailleurs ont vu croître leurs effectifs mais les créations ont été proportionnellement les plus importantes pour les non qualifiés.

⁶ Comme la variable d'intérêt considérée est l'évolution de la part de l'emploi non qualifié, le calcul est moins direct qu'il ne le serait avec l'évolution du logarithme de l'emploi non qualifié. En effet, il faut d'abord déduire des estimations du tableau 3 l'élasticité de l'emploi non qualifié à la réduction *ex ante* du coût du travail. Pour cela, il suffit de remarquer que :

$$\Delta \log N_J = \Delta \log N + \Delta \log \frac{N_J}{N} = \Delta \log N + \frac{\Delta(N_J/N)}{(N_J/N)}, \quad \forall J$$

Le taux de croissance des effectifs de la catégorie J, imputable aux réductions de charges peut ainsi être

donné par $\left[\hat{a}_N + \frac{\hat{a}_{N_j}}{(N_j/N)} \right] \bar{t}$ où \hat{a}_N et \hat{a}_{N_j} sont les estimations des coefficients de la réduction *ex*

ante dans les relations où les variables expliquées sont respectivement l'évolution du logarithme de l'emploi et l'évolution de la part de l'emploi de type J. En considérant deux catégories de salariés, les non qualifiés et les qualifiés, nous pouvons calculer à partir du tableau 2 les élasticités de l'emploi non qualifié et qualifié à la réduction *ex ante* du coût du travail. Dans l'industrie, elles sont respectivement égales à : $1.6 + (0.4/0.22)$ et $1.6 - (0.4/0.78)$, tandis que dans le tertiaire, elles sont respectivement de : $1.8 + (0.5/0.30)$ et $1.8 - (0.5/0.70)$. Elles sont obtenues en retenant des parts de l'emploi non qualifié dans l'emploi total de 22% dans l'industrie et de 30% dans le tertiaire.

6. Estimation semi-paramétrique : un cadre plus général

Si l'approche précédente a le mérite de donner rapidement un aperçu des résultats, elle présente néanmoins l'inconvénient de reposer sur l'hypothèse très restrictive d'homogénéité de l'effet marginal de la réduction *ex ante* du coût du travail dans la population : $E(\Delta y_i | x_i, t_i) = a t_i + x_i b$. Quand cette hypothèse n'est pas vérifiée, elle peut conduire à des estimations biaisées de l'effet marginal et de l'effet macro. Dans l'approche suivante, nous identifions les effets de la réduction *ex ante* sans recourir à cette dernière hypothèse. L'effet marginal peut varier librement avec les valeurs de la réduction *ex ante* du coût du travail et d'une entreprise à l'autre pour une même valeur de la réduction *ex ante*. Nous considérons en effet une fonction inconnue, non spécifiée de la réduction *ex ante* du coût du travail et des variables de contrôle : $E(\Delta y_i | x_i, t_i) = g(x_i, t_i)$.

Pour cette approche semi-paramétrique, nous nous appuyons sur les travaux de Rubin (1974, 1977, 1983) et de Heckman, Ichimura et Todd (1997, 1998, 1999) sur l'évaluation de mesures discrètes, du type bénéficié ou non d'un dispositif donné. Ces mesures divisent donc la population en deux groupes : le groupe des individus « traités » composé des individus ayant bénéficié de la mesure et le groupe de contrôle composé des autres individus. Le « traitement » prend alors ses valeurs dans $\{0,1\}$ selon que l'individu bénéficie ou non du dispositif étudié. Le principe des évaluations consiste à comparer pour chaque individu sa situation en présence du traitement à sa situation en l'absence de traitement. Comme ces deux quantités ne sont pas simultanément observables, il n'est pas possible d'identifier l'effet individuel. En revanche, sous certaines hypothèses, on peut identifier l'effet moyen du traitement dans la population ou encore l'effet moyen du traitement dans la population des individus traités.

Nous proposons une extension de ce cadre pour l'évaluation des réductions de charges. Contrairement aux mesures étudiées par Heckman et alii, les mesures d'abaissement de charges concernent l'ensemble des entreprises mais différemment selon leur proportion de bas salaires. Le traitement, qui est ici la réduction *ex ante* du coût du travail, est en effet compris entre 0 et 9,5% selon les entreprises. Pour étudier les effets de cette politique, nous proposons une formalisation des problèmes d'évaluation de mesures « continues ». A la différence des mesures discrètes, ces mesures affectent l'ensemble des individus avec une intensité variant continûment dans un intervalle donné. Notre extension consiste à définir différents paramètres d'intérêt et les conditions de leur identification. Par exemple, nous identifions l'effet moyen d'un accroissement marginal de la réduction *ex ante* du coût du travail reçue par chaque entreprise : $E[\varpi_i \partial g(x_i, t_i) / \partial t]$, l'analogue du paramètre a dans l'approche précédente. Nous identifions aussi le taux de croissance des variables d'intérêt entre 1994 et 1997 uniquement imputable aux réductions de charges : $E[\varpi_i (\Delta y_i - g(x_i, 0))]$, l'analogue de $a E[\varpi_i t_i]$. Pour l'application, nous développons également une procédure d'estimation semi-paramétrique basée sur des estimateurs par séries.

6.1 Notations et définition des effets individuels

Dans le modèle statistique considéré, les entreprises i , $i = 1, \dots, N$, peuvent recevoir n'importe quel traitement t se situant dans l'intervalle $[t, \bar{t}]$. En outre, le modèle introduit pour chaque entreprise autant de variables d'output latentes $y_i(t)$ que de traitements possibles t soit une infinité. Seule l'une de ces variables est cependant

observée : c'est celle qui est associée au traitement que l'entreprise a effectivement reçu c'est-à-dire $y_i(t_i)$ ⁷. C'est à partir de ces variables latentes que peuvent être définis différents effets individuels de la mesure. Par analogie avec Rubin, on peut comparer pour un individu les situations dans lesquelles il bénéficie des traitements t_1 et t_0 c'est-à-dire $c_i(t_0, t_1) = y_i(t_1) - y_i(t_0)$. On peut également définir l'effet d'un accroissement marginal du traitement en t_0 soit $d_i(t_0) = \partial y_i(t_0) / \partial t$. On peut aussi s'intéresser à l'effet de la mesure pour un individu : $e_i = y_i - y_i(0)$ ou encore à l'effet d'un accroissement marginal du traitement reçu : $f_i = \partial y_i(t_i) / \partial t$. Comme on le voit, cette formalisation est très générale puisqu'elle ne fait aucune hypothèse sur la constance des effets entre individus. Ces effets sont toutefois inobservables car ils sont définis à partir des variables latentes $y_i(t)$ inobservables. Sous certaines hypothèses, il est cependant possible d'identifier et d'estimer l'espérance de ces paramètres. Nous définissons ainsi les quatre paramètres d'intérêt suivants :

$$(3) \quad E_1 = E(y_i(t_0))$$

$$(4) \quad E_2 = E(\partial y_i(t_0) / \partial t)$$

$$(5) \quad E_3 = E((y_i - y_i(0)))$$

$$(6) \quad E_4 = E(\partial y_i(t_i) / \partial t)$$

Les deux premiers E_1 et E_2 représentent respectivement l'espérance de la variable latente associée au traitement t_0 et l'espérance de la variation de la variable latente suite à la variation marginale du traitement pour un traitement particulier t_0 ($\forall t_0 \in [\underline{t}, \bar{t}]$). Le troisième E_3 désigne l'espérance de l'effet du traitement reçu $y_i(t_i)$ par rapport à l'absence de traitement, tandis que le dernier E_4 représente l'espérance de l'effet d'une variation marginale du traitement reçu t_i . Le paramètre E_3 peut s'interpréter comme l'effet global du dispositif et le paramètre E_4 comme un effet individuel moyen⁸.

6.2 Identification des paramètres d'intérêt

Comme dans le cas d'un traitement unique, nous recourons à une hypothèse d'indépendance entre les variables latentes $y_i(t)$ et de traitement t_i conditionnellement à des variables observables x_i :

Hypothèse H3 : $y_i(t) \perp t_i | x_i, \forall t \in [\underline{t}, \bar{t}]$

⁷ Dans le cas des allègements de charges, les variables latentes peuvent être par exemple l'ensemble des taux de croissance de l'emploi entre 1994 et 1997 associés aux différentes valeurs possibles de la réduction *ex ante* du coût du travail. Toutefois, pour chaque entreprise, on observe seulement la croissance de l'emploi correspondant à la réduction de charges qu'elle a reçue *ex ante*.

⁸ Pour le troisième paramètre, on compare la situation observée de l'entreprise $y_i(t_i)$ à la situation dans laquelle elle n'aurait pas bénéficié *ex ante* des réductions de charges $y_i(0)$. Interpréter ce paramètre comme l'effet des allègements de charges suppose donc que cette dernière situation est identique à celle qui aurait prévalu en l'absence de dispositif.

Proposition P1 :

Sous l'hypothèse H3, les paramètres E_1 , E_2 , E_3 et E_4 sont identifiables.

Démonstration : L'idée générale de la proposition P1 est simple. Pour le premier paramètre, on a : $E_1 = E_x [E(y_i(t_0)|x_i)]$. Compte tenu de H3, on a par ailleurs : $E(y_i(t_0)|x_i) = E(y_i(t_0)|x_i, t_i = t_0) = E(y_i|x_i, t_i = t_0)$. Comme cette dernière quantité est identifiable, elle est égale à $g(x_i, t_0)$, le paramètre E_1 est simplement défini par : $E_1 = E[g(x_i, t_0)]$. Alors que dans l'approche précédente, on donnait une forme particulière à la fonction g ($g(x, t) = a t + x b$), dans cette nouvelle approche, on ne spécifie pas sa forme fonctionnelle. La contrepartie de cette généralisation est la difficulté pratique d'estimer la fonction $g(x, t)$. Nous montrons cependant qu'il suffit d'estimer une fonction de dimension plus petite $E(y_i|s(x_i), t_i) = g(s(x_i), t_i)$ où $s(x_i)$ est le score c'est-à-dire un résumé des variables de conditionnement. Pour cela, on généralise la propriété de Rosenbaum et Rubin (1983) dans le cas du traitement discret au cas du traitement continu.

Proposition P2 : Pour tout indice $s(x)$ des variables observables tel que :

$$I(t_i|x_i) = I(t_i|s(x_i))$$

où $I(t_i|x_i)$ est la distribution du traitement conditionnellement à x_i , l'hypothèse H3 d'indépendance conditionnellement à des observables entraîne celle d'indépendance conditionnellement au score :

$$y_i(t) \perp t_i | s(x_i), \forall t \in [t, \bar{t}]$$

Démonstration : voir annexe D. Dans le cas du traitement unique, le score est de dimension 1 et correspond à la probabilité de traitement conditionnellement aux variables de contrôle. Dans le cas du traitement continu, rien ne garantit qu'il soit de dimension 1. Nous ferons cependant cette hypothèse dans l'application sur les allègements de charges. La fonction $g(s(x_i), t_i)$ est alors une fonction bivariée⁹.

6.3 Estimateurs semi-paramétriques et loi asymptotique

Nous utilisons des estimateurs non paramétriques par séries pour estimer la fonction bivariée $E(y_i|s_i, t_i) = g(s_i, t_i)$. La fonction g est alors approximée par un polynôme du traitement et du score dont le degré croît avec la taille de l'échantillon. Plus précisément, nous considérons une base de polynômes (P_k) à partir de laquelle nous définissons l'ensemble des régresseurs $P_i = (P_k(s_i)P_l(t_i))_{k+l \leq d_n}$, avec k et l les degrés de chacun des polynômes et d_n le degré maximal des polynômes

⁹ Nous détaillerons ultérieurement la procédure adoptée pour estimer le score.

retenus¹⁰. Nous considérons alors les coefficients $\hat{\theta}' = (\hat{\theta}_{k,l})_{k+l \leq d_N}$ de la régression des variables y_i sur cet ensemble de régresseurs dans l'échantillon : $\hat{\theta} = (\mathbf{P}'\mathbf{P})^+ (\mathbf{P}'\mathbf{Y})$ avec $\mathbf{P} = (\mathbf{P}_i)$ et $\mathbf{Y} = (y_i)$, $\forall i = 1, \dots, N$. Les estimateurs des fonctions g et $\partial g / \partial t$ sont alors donnés par :

$$\hat{g}(s, t) = \sum_{k+l \leq d_n} \mathbf{P}_k(s) \mathbf{P}_l(t) \hat{\theta}_{k,l} \quad \text{et} \quad \frac{\partial}{\partial t} \hat{g}(s, t) = \sum_{k+l \leq d_n} \mathbf{P}_k(s) \frac{\partial \mathbf{P}_l}{\partial t}(t) \hat{\theta}_{k,l}$$

pour toute valeur du traitement et du score. La caractéristique de ces estimateurs est que le degré d_n des polynômes intervenant dans l'approximation des fonctions g et $\partial g / \partial t$ augmente avec la taille de l'échantillon. Il détermine le nombre de régresseurs, égal à $(d_n + 1)(d_n + 2)/2$. Dans notre application, nous choisissons un degré maximal égal à 6 ce qui conduit à introduire 28 régresseurs.

Nous considérons alors les estimateurs suivants des paramètres d'intérêt :

$$(7) \quad \hat{E}_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{g}(s_i, t_0)$$

$$(8) \quad \hat{E}_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial}{\partial t} \hat{g}(s_i, t_0)$$

$$(9) \quad \hat{E}_3 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{g}(s_i, 0))$$

$$(10) \quad \hat{E}_4 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial}{\partial t} \hat{g}(s_i, t_i)$$

Convergence des estimateurs :

Les paramètres E_1 , E_2 , E_3 et E_4 auxquels nous nous intéressons sont de la forme $\Gamma(g)$ et les estimateurs \hat{E}_1 , \hat{E}_2 , \hat{E}_3 et \hat{E}_4 que nous considérons s'écrivent $\Gamma_n(\hat{g})$, où \hat{g} est un estimateur par séries de la fonction g . Nous nous référons à l'article de Andrews (1991) pour l'étude de la convergence et de la normalité asymptotique de nos estimateurs. Dans cet article, Andrews donne des conditions sur la nature de la fonctionnelle Γ , la fonction g et la famille de fonctions servant à son approximation \hat{g} pour décrire le comportement asymptotique des estimateurs. Il examine aussi plusieurs types de fonctionnelles, dont une comprenant celles qui nous intéressent ici. Il s'agit de la fonctionnelle définie par $\Gamma_n(g) = \int D^\lambda g(t, s) d\eta(t, s)$, où η est une distribution de probabilités pouvant dépendre de la taille de l'échantillon n et D^λ un opérateur dérivée partielle quelconque (cf. cas 6 de l'exemple 2.7 p.310 de Andrews

¹⁰ Nous retenons les polynômes de Legendre, définis par la formule de récurrence suivante :

$(k+1)P_{k+1}(x) - (2k+1)xP_k(x) + kP_{k-1}(x) = 0$ avec $P_0(x) = 1$ et $P_1(x) = x$ et où $P_k(x)$ est le polynôme d'ordre k de la variable x . Ces polynômes constituent une base orthogonale sur $[-1, 1]$.

(1991)). Dans notre cas, nous avons selon les paramètres considérés : $\lambda = 0$ ou $\lambda = 1$ et $\eta = \delta_{t_0} \otimes \hat{f}_n(s)$ ou encore $\eta = \hat{f}_n(s, t)$ avec $\hat{f}_n(s)$ la distribution empirique de s et δ_{t_0} une masse de Dirac en t_0 . En outre, Andrews traite précisément le cas des approximations polynomiales des fonctions à support compact. Les résultats énoncés alors (théorèmes 1 et 2 et leur application à l'exemple II) permettent d'établir que nos estimateurs sont convergents et asymptotiquement normaux sous certaines hypothèses de régularité de la fonction g et lorsque le degré des polynômes croît avec la taille de l'échantillon à un rythme inférieur à $n^{1/6}$. En revanche, les résultats de Andrews ne permettent pas de préciser le rythme de convergence des estimateurs. Dans l'application de notre étude, nous procédons par bootstrap pour calculer les écart-types en tirant aléatoirement 500 échantillons et en appliquant à chaque tirage la même procédure d'estimation.

Pour estimer un effet macroéconomique, nous nous intéressons également aux effets moyens pondérés suivants :

$$(11) \quad E_1^{\overline{\omega}} = E(\overline{\omega}_i y_i(t_0))$$

$$(12) \quad E_2^{\overline{\omega}} = E(\overline{\omega}_i \partial y_i(t_0)/\partial t)$$

$$(13) \quad E_3^{\overline{\omega}} = E(\overline{\omega}_i (y_i - y_i(0)))$$

$$(14) \quad E_4^{\overline{\omega}} = E(\overline{\omega}_i \partial y_i(t_i)/\partial t)$$

avec $\overline{\omega}_i$ est la variable de pondération normalisée i.e. $\overline{\omega}_i = N_i / E(N_i)$ où N_i désigne l'emploi. L'identification et l'estimation de ces paramètres requièrent des hypothèses supplémentaires. Pour l'identification, il est nécessaire que la variable de pondération intervienne dans la liste des variables de conditionnement. L'hypothèse identificatrice est alors $H4 : y_i(t) \perp t_i | x_i, \overline{\omega}_i, \forall t \in [t, \bar{t}]$. Pour l'estimation, on doit désormais estimer la quantité $E(y_i | s_i, t_i, \overline{\omega}_i)$ et non plus $E(y_i | s_i, t_i)$. Bien qu'il soit possible en théorie d'envisager des estimateurs non paramétriques par séries de ces trois variables, il est nécessaire en pratique de faire des hypothèses sur la forme de cette fonction. Nous choisissons d'introduire la variable de pondération comme régresseur supplémentaire i.e. $E(y_i | s_i, t_i, \overline{\omega}_i) = \alpha \overline{\omega}_i + f(s_i, t_i)$.

6.4 Le support

Les travaux de Heckman et al. (1998) sur les méthodes d'évaluation par appariement dans le cas d'un seul traitement ont mis en évidence l'importance de la condition dite du support. Cette condition revêt la même importance dans le cas du traitement continu. En effet, les estimations des paramètres E_1 vont être comparées les unes aux autres. Elles ne présentent donc d'intérêt que s'il est possible d'estimer des quantités du type $E(y_i(t_0) - y_i(t_1))$ c'est-à-dire si on peut estimer à la fois $E(y_i | s_i, t_i = t_0)$ et $E(y_i | s_i, t_i = t_1)$. Pour cela, il est nécessaire que le score s_i de l'entreprise considérée appartienne à l'intersection des supports de la distribution du score pour des entreprises de traitements t_0 et t_1 . Comme on souhaite faire des comparaisons sur un intervalle de valeurs du traitement ($t \in [t, \bar{t}]$), il est nécessaire d'étudier le

support de la loi conditionnelle du score sachant le traitement $f(s_i | t)$ et de déterminer pour l'intervalle $[t, \bar{t}]$ le support commun des distributions correspondantes $S = \bigcap_{t \in [t, \bar{t}]} \text{Supp}(f(s_i | t))$. Les paramètres auxquels on s'intéresse dans ce cas sont alors des paramètres locaux $E(y_i(t) | s_i \in S)$ qui peuvent être comparés deux à deux.

Dans le cas du paramètre E_2 , la condition de support est automatiquement satisfaite dès lors que la distribution conditionnelle du score dépend continûment du traitement. Toutefois, si on souhaite comparer l'effet d'un accroissement marginal du traitement en différentes valeurs du traitement, nous devons là aussi considérer des paramètres locaux $E(\partial y_i(t_0) / \partial t | s_i \in S)$. Il en est de même pour le paramètre E_3 : on considère $E(y_i - y_i(0) | s_i \in S)$ car pour toute entreprise, on doit pouvoir trouver des entreprises identiques de réductions *ex ante* du coût du travail faibles. En revanche, le support associé au paramètre E_4 est le support total.

7. Résultats de l'estimation du score

La mise en œuvre des estimateurs semi-paramétriques nécessite de déterminer le score. Pour cela, nous faisons l'hypothèse que la distribution de la variable de la réduction *ex ante* du coût moyen du travail conditionnellement aux variables de contrôle est une fonction bivariée de la réduction de coût *ex ante* et d'un indice de dimension 1 des variables de contrôle, défini comme une combinaison linéaire de ces variables soit :

$$I(t|x) = f(t, x\beta)$$

Dans ces conditions, pour n'importe quelle fonction h , il existe une fonction \tilde{h} telle que :

$$E(h(t)|x) = \tilde{h}(x\beta)$$

Nous considérons la transformation $h(t) = \log(t/(0.10 - t))$ qui définit l'ensemble des réels comme support de la réduction de coût *ex ante* et nous supposons que la fonction \tilde{h} correspondante est l'identité¹¹. Le score est alors défini comme : $s(x) = h^{-1}(x\hat{\beta})$ et ses valeurs appartiennent donc à 0-10%.

Les résultats de l'estimation du score sont reportés dans le tableau E1 de l'annexe E. Nous avons retenu in fine une quarantaine de variables sur la cinquantaine initialement introduites. Les variables éliminées sont quelques indicateurs sectoriels de concurrence ainsi que certaines variables financières. La représentation de la variable de traitement par les variables de conditionnement est satisfaisante. On parvient à un R^2 de 0.50 à la fois dans l'industrie et le tertiaire. La variance de la variable de traitement est donc réduite de façon substantielle mais il persiste une source de variabilité importante qui va permettre de comparer des entreprises de scores identiques mais de réductions de coût *ex ante* différentes¹². Cette source de variabilité résiduelle correspond selon nous à la politique de rémunération des entreprises : toutes choses égales par ailleurs, certaines entreprises offrent des salaires plus élevés et sont de ce fait moins sujettes aux réductions de charges que les entreprises qui paient moins bien leurs salariés. Les résultats obtenus sont qualitativement les mêmes dans l'industrie et le tertiaire. Ce sont les suivants :

Les entreprises de petite taille, faiblement productives, peu capitalistiques et avec un capital faiblement rémunéré (rentabilité économique faible) bénéficient le plus *ex ante* des réductions de charges.

Les entreprises qui dans le passé ont substitué du capital au travail, ont réalisé des gains de productivité globale des facteurs et adopté des technologies de production plus performantes (accroissement de la rentabilité économique) sont celles dont la réduction du coût du travail *ex ante* est forte. Dans le même ordre d'idée, les

¹¹ On pourrait déterminer $x\beta$ en recourant à une procédure semi-paramétrique comme celle d'Ichimura (1989). Elle permet d'estimer des modèles de la forme $E(h(t)|x) = \tilde{h}(x\beta)$ en laissant la fonction \tilde{h} non spécifiée.

¹² Dans la variance résiduelle de la variable de traitement (variance non expliquée par les variables introduites) figure la partie aléatoire de l'affectation au traitement. Un R^2 très fort signifie qu'il y a très peu de variance dans la composante aléatoire d'affectation au traitement : il est alors très difficile de trouver des entreprises de scores identiques mais de traitements différents. Dans le cas extrême où $R^2=1$, il n'est plus possible de régresser les performances simultanément sur le score et le traitement. Au contraire, avec un R^2 faible, notre procédure d'estimation ne doit pas conduire à des résultats très différents de ceux qui sont obtenus par des méthodes d'estimation naïves (sans prise en compte des variables de conditionnement).

entreprises dont la part des salaires dans les coûts totaux a été réduite dans le passé sont aussi des entreprises dont la réduction de coût *ex ante* est élevée. En d'autres mots, les entreprises les plus soumises à une réduction de la demande de travail non qualifié de type within sont aussi celles qui ont le plus bénéficié *ex ante* des réductions de charges¹³.

Les entreprises qui ont connu une baisse de leur activité ou un accroissement de la pression concurrentielle (baisse du taux de marge, augmentation du turnover d'entreprises dans le secteur) sont des entreprises dont la réduction de coût *ex ante* est importante. De même, les entreprises ayant fortement bénéficié des réductions de charges sont aussi celles pour lesquelles le taux d'importation au niveau sectoriel est fort et le taux d'exportation faible, ce qui est compatible avec la spécialisation prédite par les théories du commerce international. Ces interprétations sont compatibles avec l'origine between de la baisse de la demande de travail non qualifiée¹⁴. On peut noter que le coefficient du niveau de la marge est positif et significatif. Une interprétation possible de cette corrélation peut être que les entreprises protégées de la concurrence ne sont pas incitées à adopter de nouvelles technologies biaisées en faveur du travail qualifié.

Les caractéristiques de la technologie de production sont aussi corrélées avec la réduction *ex ante* du coût du travail. Nous introduisons 18 variables caractéristiques de la structure de la main d'œuvre. On vérifie que les coefficients de chacune de ces variables varient dans le sens attendu. Par exemple, à sexe et qualification donnés, le coefficient décroît avec l'âge, les différences pouvant d'ailleurs être importantes. On vérifie que le même type de raisonnement vaut pour les qualifications à sexe et âge donnés et le sexe à qualification et âge donnés. Notons qu'on observe une corrélation négative et forte entre la part des salaires dans les coûts et la variable de traitement.

Enfin, les variables financières ne semblent pas jouer un grand rôle. On note toutefois que les entreprises fortement endettées et dont le coût du capital est faible ont aussi une réduction *ex ante* du coût du travail élevée. De même, on observe une corrélation positive entre la variation *ex ante* du coût du capital induite par les changements de la fiscalité et la réduction *ex ante*. Ces corrélations sont difficiles à interpréter. Néanmoins, il est essentiel de contrôler de l'effet de ces variables dans la mesure où elles ont constitué des sources de variations du coût du capital sur la période considérée et ont donc pu affecter les caractéristiques des entreprises.

¹³ Deux types de facteurs sont souvent avancés pour expliquer le déclin tendanciel de l'emploi non qualifié au niveau agrégé. Les premiers sont liés à l'adoption au sein des entreprises de nouvelles technologies biaisées en faveur du travail qualifié. Il s'agit de l'origine within du déclin de la demande agrégée de travail non qualifié. Les seconds sont liés au développement du commerce international ou à des évolutions différentes de la productivité entre secteurs et sont à l'origine d'un déplacement de la demande de biens et de services vers des secteurs dont les besoins en capital humain sont importants. Ces facteurs sont souvent présentés comme des facteurs responsables de la baisse de l'activité des entreprises intensives en main d'œuvre non qualifiée. Il s'agit de l'origine between du déclin de la demande agrégée de ce travail.

¹⁴ Nos résultats montrent que les entreprises les plus concernées par la politique d'abaissement de charges sont celles qui sont soumises à une réduction de la demande de travail non qualifié de type within ou between. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où cette politique cherche à contrecarrer l'évolution tendancielle à la baisse de l'emploi non qualifié.

8. Résultats de l'estimation semi-paramétrique

Avant de commenter les estimations des paramètres E_3 et E_4 , nous commençons par présenter les estimations de E_1 et E_2 . Nous évoquons alors différents points importants tels que l'hétérogénéité de l'effet du traitement d'une valeur à l'autre du traitement et d'une entreprise à l'autre, la précision des estimations et l'importance des biais de sélectivité. Nous examinons ensuite à l'aide des estimations des paramètres E_3 et E_4 les effets des dispositifs d'allègements de charges. Nous donnons aussi une évaluation macro du nombre d'emplois créés grâce aux mesures. Pour terminer, nous discutons de la question du support.

8.1 Hétérogénéité de l'effet, précision des estimations et biais de sélectivité

Les graphiques F1 dans l'annexe F montrent les estimations des paramètres E_1 et E_2 relatives au taux de croissance de l'emploi dans le tertiaire^{15,16}. Deux points importants sont à noter. D'une part, l'effet d'un accroissement marginal du traitement n'est pas constant d'une valeur à l'autre du traitement. D'abord nul pour les valeurs faibles du traitement, il progresse ensuite fortement pour atteindre la valeur maximale de 5% pour une réduction *ex ante* de 2,5% puis décroît pour se stabiliser à 2% pour des valeurs importantes de la réduction *ex ante*. D'autre part, ces estimations sont très imprécises. Cette imprécision est particulièrement importante aux bords de la plage de variation de la variable de traitement. L'imprécision au niveau des valeurs élevées du traitement s'explique par le faible nombre d'entreprises dont on dispose en ces points pour estimer les fonctions $E(y|t, s)$. Les graphiques F2 de l'annexe F illustrent le problème de biais de sélectivité en comparant les estimations précédentes $E_1 = E(y(t))$ et $E_2 = E(\partial y(t)/\partial t)$ aux estimations naïves de l'effet du traitement $E(y(t)|t)$ et de l'effet marginal $E(\partial y(t)/\partial t|t)$ ¹⁷. Malgré l'imprécision des estimateurs E_1 et E_2 , nous observons des différences importantes avec les estimateurs naïfs à la fois dans les ordres de grandeur et les évolutions.

8.2 Effets de substitution et effets de profitabilité

Les tableaux 3 et 4 reportent respectivement les estimations semi-paramétriques des paramètres E_3 et E_4 . Rappelons que le paramètre E_4 correspond à l'effet moyen d'un accroissement marginal des réductions de coût *ex ante* dont ont pu bénéficier les entreprises. Le paramètre E_3 fournit quant à lui les taux de croissance imputables aux abaissements de charges. Les estimations des tableaux 3 et 4 sont à rapprocher de celles du tableau 2. Les résultats sont qualitativement similaires. Toutefois, les ordres de grandeur sont souvent plus importants bien que plus imprécis également.

¹⁵ Dans l'application, nous retenons 50 valeurs du traitement réparties uniformément dans l'intervalle $[0,10\%]$.

¹⁶ Les estimations relatives aux autres variables d'intérêt figurent dans Desplatz (2000).

¹⁷ Les estimations naïves sont obtenues en utilisant uniquement les polynômes du traitement (introduction de 7 régresseurs pour un degré de 6 pour les effets moyens non pondérés). Si l'hypothèse d'indépendance conditionnelle à des observables est valide, la différence entre nos estimations et les estimations naïves correspond au biais de sélectivité.

Ces différences montrent qu'il est important de prendre en compte l'hétérogénéité de l'effet d'un accroissement marginal de la réduction *ex ante* du coût du travail et donc de mettre en œuvre des méthodes d'estimation semi-paramétriques. On observe que l'effet sur l'emploi est plus important. Ainsi, dans l'industrie, le taux de croissance des effectifs imputable aux dispositifs est maintenant de 2,6% contre 1,3% dans la méthode paramétrique précédente. Dans le tertiaire, ces chiffres sont respectivement de 3,4% contre 2,3%. Cet effet sur l'emploi s'explique par des substitutions plus fortes entre catégories de salariés et des effets volume plus importants. La baisse du coût moyen du travail imputable aux dispositifs est plus importante : dans l'industrie, 3,10% contre 1,8% auparavant et dans le tertiaire, 4,4% contre 2,9%. De même, la part des non qualifiés augmente plus fortement¹⁸. Les effets de volume sont également plus forts : le taux de croissance de la production imputable aux dispositifs d'allègements de charges est en effet de 2,4% contre 1,1% dans l'industrie et de 3,2% contre 1,3% dans le tertiaire. Cet effet plus important résulte d'une baisse des prix et des coûts de production plus forte de 2,9% contre 1,4% dans l'industrie et de 3,5% contre 1,7% dans le tertiaire. En revanche, les substitutions entre le capital et le travail ne sont plus aussi évidentes. Si on observe bien une baisse de l'intensité capitalistique à peu près semblable à celle observée précédemment, les effets estimés sur la productivité du travail et du capital ne sont plus en revanche significatifs. Plus précisément, les effets sur la productivité du capital sont plus forts mais sont beaucoup moins précisément estimés. De même, alors que dans l'approche paramétrique, on observait une baisse conjointe de la productivité du travail et du coût réel du travail dans le secteur tertiaire, dans l'approche semi-paramétrique, on n'observe plus de baisse significative de la productivité du travail malgré une baisse similaire du coût réel du travail. Selon nos résultats, la baisse de la productivité du travail observée au niveau agrégé sur cette période ne peut être attribuée aux mesures d'allègements de charges, ce qui tient en partie à l'imprécision de nos estimations.

8.3 Une évaluation macro-économique

Les résultats du tableau 4 permettent de donner une nouvelle évaluation macroéconomique en multipliant comme précédemment le taux de croissance des effectifs imputable aux réductions de charges au nombre d'emplois salariés dans l'économie. On estime ainsi à 470.000 le nombre d'emplois créés ou préservés dans l'économie dont 340.000 dans le tertiaire et 130.000 dans l'industrie. Cette estimation est cependant très imprécise : compte tenu des écarts-types estimés, les créations d'emplois se situent dans une fourchette comprise entre 260.000 et 690.000 emplois. On estime par ailleurs que la moitié des créations d'emplois concernent des emplois non qualifiés. Sur ces 235.000 créations d'emplois non qualifiés, on en compte 65.000 dans l'industrie et 170.000 dans le tertiaire.

¹⁸ Pour les jeunes on n'observe plus l'effet positif obtenu dans l'approche paramétrique : l'effet est négatif et significatif. Ce signe négatif est encore observé pour la part des jeunes non-qualifiés, il n'est en revanche plus significatif.

Tableau 3 : Evaluation semi-paramétrique de l'effet moyen d'un accroissement marginal de la réduction *ex ante* du coût du travail reçue

Variables	Industrie		Tertiaire	
	1	Effectifs	1	Effectifs
Effectifs salariés ^a	2,87 (0,36)	3,30 (0,82)	3,27 (0,26)	5,16 (0,68)
Coût moyen du travail ^a	-3,73 (0,31)	-4,37 (0,69)	-4,12 (0,21)	-6,40 (0,58)
Part des non qualifiés	0,85 (0,20)	0,71 (0,49)	0,52 (0,13)	0,73 (0,34)
Part des jeunes	-0,14 (0,10)	-0,54 (0,28)	-0,02 (0,07)	-0,31 (0,25)
Part des jeunes non qualifiés	-0,13 (0,16)	-0,64 (0,38)	0,19 (0,11)	-0,05 (0,34)
Intensité capitalistique ^a	-1,86 (0,49)	-1,58 (1,08)	-1,99 (0,34)	-2,21 (0,97)
Productivité du capital ^{a,b}	2,24 (0,62)	3,11 (1,43)	1,11 (0,37)	1,23 (0,92)
Productivité du travail ^{a,b}	0,39 (0,82)	1,53 (1,87)	-0,88 (0,49)	-0,98 (1,34)
Taux de marge ^a	0,45 (0,57)	0,15 (0,34)	-0,05 (0,17)	-0,06 (0,43)
Coût unitaire de production ^a	-3,15 (1,65)	-3,39 (1,08)	-2,95 (0,45)	-4,90 (1,31)
Valeur ajoutée ^{a,b}	3,43 (1,47)	3,13 (0,96)	2,39 (0,42)	4,18 (1,29)

Note : Les chiffres reportés sont les estimations non paramétriques du paramètre $E_4^{\overline{\omega}} = E(\overline{\omega}_i \partial y_i(t_i) / \partial t)$, obtenues avec et sans pondération par la part des effectifs salariés de l'entreprise dans les effectifs totaux. Ces estimations sont réalisées sur 32.459 observations dans l'industrie et 48.930 observations dans le tertiaire. L'exposant ^a signifie que la variable est en logarithme et ^b qu'elle est déflatée par un indice de coût de production unitaire, pondérant le coût du travail et le coût du capital par leur part dans les coûts totaux de l'entreprise.

Tableau 4 : Evaluation semi-paramétrique des taux de croissance imputables aux dispositifs de réductions de charges

Variables	Industrie		Tertiaire	
	1	Effectifs	1	Effectifs
Effectifs salariés ^a	4,63 (1,14)	2,62 (0,58)	2,49 (1,00)	3,44 (0,78)
Coût moyen du travail ^a	-5,51 (0,93)	-3,10 (0,48)	-3,70 (0,92)	-4,36 (0,86)
Part des non qualifiés	1,30 (0,64)	0,69 (0,30)	0,87 (0,63)	0,69 (0,34)
Part des jeunes	-0,11 (0,32)	-0,23 (0,14)	-1,19 (0,45)	-0,50 (0,22)
Part des jeunes non qualifiés	0,37 (0,57)	-0,14 (0,26)	-1,13 (0,60)	-0,30 (0,29)
Intensité capitalistique ^a	-2,88 (1,23)	-1,41 (0,66)	-0,96 (1,36)	-1,61 (0,84)
Productivité du capital ^{a,b}	1,29 (1,50)	1,22 (0,82)	2,13 (1,56)	1,39 (0,85)
Productivité du travail ^{a,b}	-1,59 (2,03)	-0,20 (1,87)	1,16 (2,11)	-0,22 (1,13)
Taux de marge ^a	-0,72 (0,63)	-0,16 (1,10)	0,34 (0,63)	0,16 (0,35)
Coût unitaire de production ^a	-4,20 (1,80)	-2,93 (1,00)	-3,82 (1,92)	-3,50 (1,11)
Valeur ajoutée ^{a,b}	3,03 (1,56)	2,43 (0,88)	3,65 (1,70)	3,22 (0,98)

Note : Les chiffres reportés sont les estimations non paramétriques du paramètre $E_3^{\overline{\omega}} = E(\overline{\omega}_i (y_i - y_i(0)))$, obtenues avec et sans pondération par la part des effectifs salariés de l'entreprise dans les effectifs totaux. Ces estimations sont réalisées sur 32.459 observations dans l'industrie et 48.930 observations dans le tertiaire. L'exposant ^a signifie que la variable est en logarithme et ^b qu'elle est déflatée par un indice de coût de production unitaire, pondérant le coût du travail et le coût du capital par leur part dans les coûts totaux de l'entreprise.

8.4 L'importance du support

Pour terminer, nous examinons la sensibilité des estimations du paramètre E_3 au choix du support. Comme nous l'avons déjà expliqué, on doit pouvoir estimer la situation de chaque entreprise en l'absence de réductions de charges. On doit donc pouvoir trouver, pour toute entreprise, des entreprises proches mais n'ayant pas bénéficié des réductions du coût du travail *ex ante*. On doit donc se restreindre aux seules entreprises pour lesquelles il est possible de construire ce que l'on appelle le contre factuel. Nous étudions maintenant comment nos résultats se modifient lorsqu'on se limite au support commun. Pour ne pas multiplier les résultats, nous présentons uniquement les estimations du paramètre E_3 dans le tertiaire.

Pour déterminer le support commun, nous réalisons vingt classes de traitement, de longueur identique égale à 0,5%. Dans chacune de ces classes, nous déterminons différents quantiles : la médiane, le premier et le troisième quartile, le premier et neuvième décile, les quantiles d'ordre 0,25% et 99,75% ainsi que les valeurs minimale et maximale du score. Ils sont reproduits sur le graphique F4 de l'annexe F. Ce graphique montre clairement la très forte concentration du score vers des valeurs faibles pour les valeurs faibles du traitement et l'évasement progressif de sa distribution avec l'accroissement des valeurs du traitement.

Nous définissons deux supports alternatifs. Les taux d'élimination qui en résultent sont reportés par classe de traitement dans le tableau F1 de l'annexe F. Le premier support est celui pour lequel on ne fait aucune restriction : les variables de traitement et de score prennent chacune leur valeur dans l'intervalle $[0,10\%]$, aucune entreprise n'est alors éliminée. Le second support retient toutes les valeurs du score dans le bas de la distribution (la borne inférieure est donc 0) mais seulement les valeurs du score inférieures à la valeur minimale du quantile d'ordre 99,75% entre les différentes classes de traitement. Il conduit à éliminer les entreprises dont le score est supérieur à 5%. On constate que le pourcentage d'entreprises éliminées est faible (4,9%). En effet, le taux d'élimination est le plus fort dans les classes de valeurs élevées du traitement qui ne contiennent que très peu d'entreprises.

Le tableau F2 de l'annexe F indique les résultats obtenus sur ces deux supports. On constate que les estimations ne sont pas sensiblement différentes d'un support à l'autre. Les modifications observées sont mineures et largement inférieures aux écart-types des paramètres. Ce résultat tient au fait que les distributions du score et de la réduction *ex ante* sont fortement concentrées vers zéro (voir le graphique F3).

9. Conclusion

Dans ce travail, fondé sur un vaste ensemble de données d'entreprises et de salariés, nous avons cherché à examiner l'effet des réductions de charges sur différentes caractéristiques des entreprises. On calcule pour chaque entreprise la réduction *ex ante* du coût du travail imputable à l'élargissement des dispositifs de 1995 et 1996. Celle-ci est déterminée à partir de la distribution des rémunérations des salariés en 1994. Le principe de l'étude est de comparer les résultats d'entreprises ayant bénéficié de réductions *ex ante* différentes. Nous développons un modèle causal s'inspirant des travaux de Rubin et de Heckman sur l'évaluation des politiques économiques. Nous proposons également une procédure d'estimation semi-paramétrique basée sur les estimateurs par séries pour évaluer les effets des réductions de charges.

Nous trouvons que les réductions de charges mises en place entre 1994 et 1997 ont conduit à la création de 470.000 emplois dans l'économie dont la moitié concerne des travailleurs non qualifiés (représentant 20% du stock des emplois). Ces créations reflètent principalement des effets de substitution entre catégories de salariés : les élasticités *ex post* du coût moyen du travail et de la part des travailleurs non qualifiés à la réduction *ex ante* du coût du travail sont fortes. Elles reflètent aussi de forts effets volume. Nous obtenons de fortes élasticités de la production, du coût unitaire de production et des prix à la réduction *ex ante*.

Ces résultats reposent sur une hypothèse identificatrice d'indépendance conditionnelle à des observables. Nous avons utilisé un modèle d'offres et de demandes de facteurs pour discuter de cette condition et du choix des variables de contrôle. Nos résultats sont sensibles à l'introduction des variables de contrôle dans les régressions, comme en témoignent les différences observées entre nos estimations et les estimations « naïves » dans lesquelles aucune variable de contrôle n'est introduite. Elles illustrent l'importance des biais de sélectivité lorsqu'on compare directement les entreprises selon l'importance des réductions de charges *ex ante*. Par ailleurs, nos résultats montrent que l'effet d'une augmentation marginale des réductions de charges est très hétérogène dans la population et diffère selon le niveau initial de réduction de charges. Ils indiquent que l'évaluation des réductions de charges doit s'effectuer dans un cadre causal adapté. Introduire des variables de contrôle dans une régression directe des variables d'outputs sur la réduction de coût *ex ante* conduirait à une évaluation erronée de son effet.

Le principal intérêt de cette approche statistique est de ne pas reposer sur la spécification et l'estimation de modèles structurels : les effets mesurés sont une combinaison de différents paramètres structurels (élasticités de substitution, élasticités de la demande et élasticités des offres de facteurs), dont on ne peut distinguer les différentes composantes. Ainsi, notre évaluation ne nécessite pas l'estimation des élasticités de substitution entre les différents types de travailleurs, pas plus que l'élasticité de la demande de travail à son coût. En revanche, son principal inconvénient est de ne valoir que pour le dispositif en vigueur sur la période 94-97. Les évaluations ne peuvent pas être mobilisées pour l'étude de dispositifs alternatifs comme par exemple, l'extension des abaissements de charges à une population plus large ou au contraire une intensification des réductions de charges sur la population déjà concernée ou encore une modification du Smic. Cette étude montre néanmoins que les modifications de la distribution des salaires dans l'économie, en particulier au niveau des bas salaires, ont des effets importants sur toutes les catégories de salariés ainsi que sur l'activité.

10. Bibliographie

Abowd J. M., F. Kramarz et D. N. Margolis, 1999, High Wage Workers and High Wage Firms. *Econometrica*, 67 (2), 251-333.

Andrews D., 1991, Asymptotic normality of series estimators for non parametric and semiparametric regression models. *Econometrica* 59 (2), 307-345.

Audric S., P. Givord et C. Prost, 2000, Estimation de l'impact sur l'emploi non qualifié des mesures de baisse de charges. *Revue économique*, vol. 51, no. 3.

Brodaty T., B. Crépon and D. Fougère, 1999, Using matching estimators to evaluate alternative youth employment programs: evidence from France 1986-1988. Forthcoming in "The Evaluation of Active Labour Market Policies in Europe" M. Lechner eds Springer Verlag.

Desplatz R., 2000, Hétérogénéité des prix et salaires, pouvoir de marché et emploi: quatre analyses économétriques sur données individuelles d'entreprises. Thèse de doctorat de l'Université de Paris 1 Panthéon Sorbonne.

Germain J.M, 1997, Allègements de charges sociales, coût du travail et emploi dans les modèles d'équilibre : enjeux et débats. *Economie et Statistique*, no. 301-302, 73-94.

Heckman J., H. Ichimura, J. Smith and P. Todd, 1999, Characterizing selection bias using experimental data. *Econometrica* 66(5) : 1017-1098.

Heckman, J. H. Ichimura, and P. Todd, 1997, Matching as an econometric evaluation estimator : evidence from evaluating a job training program. *Review of Economic Studies* 64(4) : 605 -654.

Heckman J., H. Ichimura and P. Todd, 1998, Matching as an econometric evaluation estimator. *Review of Economic Studies* 65(2) : 261-294.

Ichimura H., 1992, Semiparametric least squares estimation of single index models. *Journal of Econometrics*.

Imbens G., 1999, The role of the propensity score in estimating dose response functions. NBER technical working paper n°T0237.

Kramarz F. and T. Philippon, 1999, The impact of differential payroll tax subsidies on minimum wage employment. *Journal of Public Economics*, forthcoming.

Laffargue J-P., 1996, Fiscalité, charges sociales, qualifications et emploi. *Economie et Prévision*, 125, 87-105.

Lalonde R., 1986, Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data. *American Economic Review* 76(4) : 604-620.

Lechner, 1999, Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption. Forthcoming in "The Evaluation of Active Labour Market Policies in Europe" M. Lechner eds Springer Verlag.

Rosenbaum P. and D. Rubin, 1983, the central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70(1) : 41-55.

Rubin D., 1974, Estimating causal effects of treatments in randomized and non randomized Studies. *Journal of Educational Psychology* 66 : 688-701.

Rubin D., 1977, Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate. Journal of Educational Statistics Spring vol. 2 (1).

Salanié B., 1999, Une maquette analytique de long terme du marché du travail. Document de travail INSEE-DESE no. G9912.

Annexe A : Modèle économique de demandes et d'offres de travail avec plusieurs catégories de salariés

Nous utilisons un modèle théorique simple pour : i)- déterminer les sources d'hétérogénéité entre entreprises de la réduction de coût *ex ante*, ii)- préciser les conditions sous lesquelles on peut écrire les variables d'intérêt en évolution entre 1994 et 1997 comme une fonction de la réduction de coût *ex ante* et iii)- examiner s'il existe une source d'hétérogénéité spécifique à la réduction de coût *ex ante*.

Notations

Soit une entreprise dont la technologie de production, faisant intervenir L types de travailleurs N_j et du capital K , est à élasticités de substitution constantes entre les différents facteurs et à rendements d'échelle unitaires.

La demande adressée à l'entreprise est supposée à élasticité prix constante, égale à ε en valeur absolue : $Q = \delta P^{-\varepsilon}$ où P est le prix du produit et δ un paramètre d'échelle.

On note $N = (N_1, \dots, N_L)'$, $c_N = (c_{N_1}, \dots, c_{N_L})'$ et $w = (w_1, \dots, w_L)'$ les vecteurs respectivement des L catégories d'emplois, de leurs coûts unitaires et de leurs salaires bruts, $\pi_N = \text{Diag}(\pi_{N_1}, \dots, \pi_{N_L})$ la matrice diagonale des parts dans les coûts totaux de chaque facteur travail ($\sum_{j=1}^L \pi_{N_j} + \pi_K = 1$). Les coûts et salaires bruts des différentes catégories de main d'œuvre sont liés par : $c_{N_j} = (1 + T_{w_{ji}}) w_j$, où $T_{w_{ji}}$ est le taux de cotisations sociales patronales s'appliquant au salaire w_j (inclus les réductions de charges). Les demandes de travail de l'entreprise s'écrivent alors comme :

$$\log N = \sum_{N,N} \pi_N \log c_N + \sum_{N,K} \pi_K \log c_K + u$$

où $\sum_{N,N} = [\sigma_{N_j, N_1} - \varepsilon]_{j=1, \dots, L}$ et $\sum_{N,K} = [\sigma_{N_j, K} - \varepsilon]_{j=1, \dots, L}$ sont les matrices des élasticités de substitution de Allen diminuées de l'élasticité prix de la demande (en valeur absolue) et u le vecteur des termes de perturbation faisant intervenir des facteurs technologiques et de demande.

Les offres de travail relatives à chaque entreprise sont définies comme :

$$\log N = P \log w + v$$

où P est la matrice diagonale des élasticités des offres de travail à leur rémunération brute : $P = \text{Diag}(\rho_{N_1}, \dots, \rho_{N_L})'$ et $v = (v_1, \dots, v_L)'$ une caractéristique spécifique à l'entreprise du niveau des rémunérations.

Détermination de la distribution des rémunérations dans l'entreprise et de la réduction *ex ante*

En supposant, d'une part, que les salaires prévalant dans l'entreprise sont ceux qui égalisent l'offre et la demande de chaque catégorie de main d'œuvre au sein de l'entreprise et en considérant, d'autre part, que la rémunération du capital est fixe (l'élasticité ρ_K de l'offre de capital à sa rémunération r_K , nette de la fiscalité T_K , est infinie), nous avons :

$$\log w = \left[P - \sum_{N,N} \pi_N \right]^{-1} \left[\sum_{N,N} \pi_N \log(1 + T_w) + \sum_{N,K} \pi_K \log c_K + u - v \right]$$

où $\log(1 + T_w) = (\log(1 + T_{w_1}), \dots, \log(1 + T_{w_L}))'$.

De la distribution des salaires bruts au sein des entreprises, nous déduisons l'expression de la réduction *ex ante* du coût moyen du travail de l'entreprise t . Cette variable dépend donc des paramètres structurels (élasticités de substitution, élasticité prix de la demande et élasticités des offres de travail), des parts des différents facteurs de production dans les coûts totaux, du coût d'usage du capital, des taux de cotisations sociales et des éléments inobservés affectant aussi bien les offres que les demandes de travail :

$$t = t(\sum_{N,N}, \sum_{N,K}, P, \pi_N, \pi_K, c_K, T_w, u, v)$$

Les déterminants de la variation *ex post* des salaires et de l'emploi

Les variables d'intérêt (principalement les effectifs et rémunérations des différentes catégories de salariés) en évolution entre 1994 et 1997 sont obtenues en considérant les équations de demande et d'offre de travail ci-dessus en différence. En supposant que les parts dans les coûts salariaux des L catégories de main d'œuvre, notées $\tilde{\pi}_{N_j}$, restent constantes et en notant $\tilde{\pi}_N = \text{Diag}(\tilde{\pi}_{N_1}, \dots, \tilde{\pi}_{N_L})$ et

$t_N = (t_{N_1}, \dots, t_{N_L})'$ le vecteur des réductions *ex ante* du coût moyen du travail relatives aux catégories de salariés, les différences des logarithmes des salaires s'écrivent comme :

$$\Delta \log w = \left[P - \sum_{N,N} \pi_N \right]^{-1} \left[(1 - \pi_K) \sum_{N,N} t_N + \sum_{N,K} \pi_K \Delta \log c_K + \Delta u - \Delta v \right]$$

avec $t_N = \tilde{\pi}_N \Delta \log(1 + T_w)$ ¹⁹.

Pour définir l'évolution des salaires en fonction de la réduction *ex ante* du coût du travail de l'entreprise t , nous devons donc supposer certaines restrictions sur les

¹⁹ Pour obtenir cette équation, il suffit de décomposer la variation du logarithme du salaire de la catégorie j en deux composantes : la variation due à la seule modification des mesures d'allègements de charges entre 1994 et 1997 (salaires nets et taux de cotisations sociales hors réductions de charges inchangés) et celle due à l'ajustement des salaires nets ou à la modification des taux de cotisations sociales hors réductions de charges entre 1994 et 1997 (le dispositif d'allègement de charges étant celui de 1997). Dans l'écriture du modèle, on suppose donc implicitement les taux de cotisations sociales hors réductions de charges invariants entre 1994 et 1997 (que le salaire de la catégorie considérée soit le même ou au contraire ait évolué entre les deux dates) et les réductions du taux de cotisations sociales de 1997 s'appliquant aux salaires de 1994 et de 1997 identiques (ce qui n'est pas tout à fait vrai). Sous ces hypothèses, on a en effet : $t_N = \tilde{\pi}_N \log(1 + T_w)$ et $\tilde{\pi}_N \Delta \log c_N = \tilde{\pi}_N \Delta \log w + t_N$. Pour calculer la réduction *ex ante* du coût moyen du travail, nous prenons bien sûr les salaires et les taux de cotisations sociales hors réductions de charges de 1994 et nous calculons le montant de la réduction de charges avec les mesures d'allègements de charges de 1994 et de 1997.

substitutions entre les \bar{L} catégories de salariés touchées par les réductions de charges :

$$\sigma_{N_j, N_k} = \sigma_{N_j, N_l} = \sigma_{N_j} \quad \forall k, \forall l \leq \bar{L} \text{ et } \forall j = 1, \dots, L$$

Cette hypothèse est en particulier satisfaite lorsque les catégories de travailleurs touchées par les réductions de charges sont parfaitement complémentaires. Elle est suffisante pour exprimer l'évolution des salaires et de l'emploi des différentes catégories de main d'œuvre comme une fonction linéaire de la réduction *ex ante* du coût du travail de l'entreprise :

$$\Delta \log w = [P - \Sigma_{N,N}, \pi_N]^{-1} [\zeta_N (1 - \pi_K) t + \Sigma_{N,K}, \pi_K \Delta \log c_K + \Delta u - \Delta v]$$

$$\Delta \log N = P \Delta \log w + \Delta v$$

où ζ_N est le vecteur ($L \times 1$) défini par $\zeta_N = [\sigma_{N_j} - \varepsilon]_{j=1, \dots, L}$. Les variables d'intérêt (emploi, rémunérations, stock de capital, valeur ajoutée,...) s'écrivent alors comme :

$$\Delta y = \Delta y(\Sigma_{N,K}, \Sigma_{N,K}, P, \pi_N, \pi_K, c_K, \Delta u, \Delta v, t)$$

En examinant les facteurs influençant les variables d'intérêt et la réduction *ex ante* du coût du travail, il ressort que les effets individuels d'entreprises constituent la source d'hétérogénéité spécifique à la réduction *ex ante* du coût du travail. En effet, contrairement à la réduction *ex ante*, les variables d'intérêt sont en évolution et ne dépendent donc pas des caractéristiques permanentes des entreprises. Les facteurs communs comprennent quant à eux les paramètres structurels, les parts des facteurs dans les coûts, le coût du capital et les chocs de demande et de productivité individuels-temporels. En définitive, nous avons :

$$\Delta y = \Delta y(\Phi, v, t) \text{ et } t = t(\Phi, \omega)$$

où Φ désignent les facteurs communs, v et ω les chocs de demande et de productivité affectant respectivement les variables d'intérêt et la réduction *ex ante*. A la différence de ω , v ne contient pas les effets spécifiques d'entreprises²⁰.

²⁰ Si les chocs d'offre et de demande se décomposent ainsi : $u_{it} = u_i^{(1)} + u_i^{(2)}t + u_{i,t}^{(3)}$ et $v_{it} = v_i^{(1)} + v_i^{(2)}t + v_{i,t}^{(3)}$, alors Δu_{it} et Δv_{it} ne contiennent pas $u_i^{(1)}$ et $v_i^{(1)}$ contrairement à u_{it} et v_{it} .

Annexe B : La définition des variables d'intérêt et de contrôle

Dans cette annexe, nous définissons les variables utilisées qu'il s'agisse des variables d'intérêt ou de contrôle en distinguant pour les variables mesurées au niveau individuel celles calculées à partir des BRN de celles mesurées à partir des DADS.

Variables des BRN

Nous mobilisons plusieurs informations provenant des données des BRN. Nous mesurons la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs, le stock de capital et le coût d'usage du capital. Nous utilisons également l'emploi et la masse salariale. Nous déduisons de ces informations le coût moyen du travail, l'intensité capitaliste, la productivité du travail, la croissance de la productivité globale des facteurs, la rentabilité économique, la variation *ex ante* du coût du capital, la part des salaires dans les coûts totaux, le taux de marge et la croissance du coût unitaire de production.

La valeur ajoutée en valeur au coût des facteurs est définie comme l'écart entre la production immobilisée et les consommations intermédiaires, augmenté des subventions d'exploitation et diminué des impôts et taxes. La valeur ajoutée en volume est ensuite obtenue en déflétant la valeur ajoutée en valeur par l'indice de prix de la valeur ajoutée au niveau 40 de la nomenclature (NAP).

L'emploi est mesuré par l'effectif moyen du personnel dans l'entreprise (il ne prend pas en compte la durée du travail, la quantité d'heures supplémentaires).

Le coût moyen du travail est calculé comme le rapport entre la masse salariale (salaires et charges sociales) et les effectifs.

La valeur du stock de capital est mesurée par les immobilisations corporelles brutes (terrains, construction, matériel, autres immobilisations corporelles, immobilisations en cours et avances et acomptes). Etant donné que cette grandeur est évaluée au coût historique, le volume est calculé en évaluant un âge du capital à partir des amortissements cumulés et d'une durée de vie fixée à 16 ans. Le stock en volume s'obtient alors en déflétant le stock en valeur par l'indice de prix des investissements, agrégé sur l'industrie manufacturière et issu de la comptabilité nationale, décalé d'un nombre de périodes égal à l'âge estimé du capital.

Sur la base de ces informations, nous mesurons l'intensité capitaliste par le capital en volume par tête, la productivité du travail par la valeur ajoutée en volume par tête, la rentabilité économique du capital par l'excédent brut d'exploitation (écart entre la valeur ajoutée en valeur aux coûts des facteurs et la masse salariale) par unité de capital en valeur (au coût de renouvellement).

Pour la construction du coût d'usage du capital, nous nous référons au travail de Crépon et Gianella (2000) dans lequel un coût individualisé du capital est utilisé. Il prend en compte la possibilité pour les entreprises de se financer auprès de leurs actionnaires et pas seulement par recours à l'emprunt bancaire. Le coût d'usage unitaire du capital est alors calculé comme la somme d'une moyenne pondérée du coût des fonds propres et du coût de l'endettement, la pondération étant égale à leur part respective dans le financement des actifs et de termes reflétant la dépréciation économique et l'inflation. Comme dans l'article de Crépon et Gianella, les dettes considérées pour le calcul de la part des dettes dans le financement sont les dettes

stables, les découverts bancaires et les effets portés à l'escompte. De même, le taux d'intérêt apparent du crédit bancaire est calculé comme le rapport entre les frais financiers et les dettes. Le coût des fonds propres est calculé en utilisant des taux d'imposition provenant de la Direction de la Prévision. Enfin, le taux de dépréciation est mesuré comme le rapport entre les amortissements de l'exercice et les immobilisations productives brutes.

Nous calculons aussi la variation *ex ante* du coût du capital induite par les changements de fiscalité entre 1994 et 1997. Elle est déterminée en comparant les deux coûts du capital obtenus en appliquant aux caractéristiques bilantiaires des entreprises de 1994 les paramètres fiscaux de 1994 et de 1997.

Connaissant les coûts unitaires du travail et du capital, nous pouvons calculer le coût total de l'entreprise. A partir de cette information, nous déterminons la part des salaires dans les coûts totaux ainsi qu'une proxy du mark up mesurée comme le rapport entre la valeur ajoutée et les coûts totaux. Nous calculons aussi la croissance de la productivité globale des facteurs comme l'écart entre la croissance de la valeur ajoutée en volume et une moyenne de la croissance du capital en volume et du travail, pondérée par la part de chacun des facteurs dans les coûts totaux. Enfin, nous calculons la croissance du coût de production unitaire comme une moyenne de la croissance de la rémunération du capital et du travail, pondérée par la part des facteurs dans les coûts totaux.

Variables des DADS

Les DADS comprennent des informations sur la rémunération nette annuelle de chacun des salariés, sur son sexe et son âge, l'emploi qu'il exerce, la durée d'emploi (en jours) et le nombre d'heures salariées dans l'année, et le statut : temps plein, temps partiel, travail intermittent (catégorie regroupant les intermittents proprement dits, les intérimaires et les travailleurs ayant un temps partiel très faible) et travail domestique. Nous avons retenu les salariés à temps plein et à temps partiel. Nous avons calculé les coûts et les heures travaillées de différentes catégories de salariés au sein de l'entreprise, obtenues en croisant le sexe, l'âge et la qualification de ces individus. Nous en avons déduit les parts dans les coûts et dans les heures des catégories de salariés considérées dans chaque entreprise. Nous avons également utilisé les données des DADS pour calculer la réduction *ex ante* du coût du travail que nous avons définie comme la variation de frais de personnel induite par les changements législatifs sur le coût du travail des bas salaires entre 1994 et 1997 et calculée en comparant les deux masses salariales obtenues en appliquant aux données des DADS de 1994 les dispositifs d'allègements de charges de 1994 et de 1997.

Le coût mensuel d'un salarié après déduction des allègements de charges

Nous avons tout d'abord calculé le coût annuel de chaque individu à partir de son salaire net en tenant compte des allègements de cotisations sociales employeurs pour les individus touchés par les mesures.

Dans les DADS, on dispose à la fois de la rémunération nette versée dans l'année et de la rémunération brute. Comme la rémunération brute comprend les avantages en nature, nous avons préféré utiliser la rémunération nette que nous avons mensualisée et corrigée par la durée d'emploi dans l'année au sein de l'entreprise. Celle-ci vaut 360 jours pour tout individu présent dans l'entreprise du 1er janvier au 31 décembre, qu'il travaille à temps complet ou à temps partiel. En revanche, elle est inférieure à 360 jours pour tout individu qui entre ou qui sort de l'entreprise en cours d'année. Sans la correction par la durée d'emploi, le salaire net mensuel des individus dont la durée est inférieure à 360 jours serait sous-évalué et cela d'autant plus fortement que leur durée d'emploi dans l'entreprise est faible.

Le calcul du coût d'un individu à partir de son salaire net nécessite d'abord celui du salaire brut et donc le calcul des plafonds nets. Ces derniers sont obtenus en appliquant les taux de cotisations sociales employés aux plafonds bruts auxquels ils sont associés en distinguant la situation des cadres de celle des non cadres. Disposant des plafonds nets mensuels des cadres et des non cadres, et connaissant le salaire net mensuel et la situation de l'individu (cadre ou pas cadre), il est alors facile d'en déduire le salaire brut. Le coût de l'individu est ensuite obtenu en appliquant au salaire brut calculé les taux de cotisations sociales employeurs. Les taux de cotisations sociales employés et employeurs des non cadres et cadres sont donnés dans le tableau B1 pour les années 1993, 1994 et 1997.

Le coût après déduction des allègements de charges s'obtient ensuite en diminuant le coût des individus du montant de la baisse des charges patronales, lequel est égal au produit de la réduction du taux de cotisations sociales employeurs (en pourcentage du salaire brut) et du salaire brut. Pour définir les individus touchés par les dispositifs d'allègements de charges, nous avons comparé leur salaire net mensuel au SMIC net mensuel, calculé comme une moyenne des valeurs mensuelles du SMIC net sur l'année considérée. Le SMIC net ainsi calculé vaut 4794.70 francs en 1993, 4881.38 francs en 1994 et 5139.00 francs en 1997. Selon nos calculs, l'entreprise bénéficie pour l'emploi d'un salarié payé au SMIC d'une réduction de charges de 324 francs en 1994 et de 1136 francs en 1997 ce qui induit une baisse du coût salarial de 3.9% en 1994 et de 13% en 1997 (cf. tableau B2). Les éléments nécessaires aux calculs sont précisés ci-dessous :

Tableau B1 : Taux de cotisations sociales employés et employeurs des non cadres et des cadres. La valeur du plafond brut mensuel est de 12485 francs en 1993, 12760 francs en 1994 et 13720 francs en 1997.

	1993	1994	1997
Les non cadres			
Taux de cotisations sociales employés			
T1N : taux en dessous de 1 plafond	0,1836	0,1864	0,1766
T2N : taux entre 1 et 3 plafonds	0,1241	0,1273	0,1170
T3N : taux entre 3 et 4 plafonds	0,1044	0,1076	0,0920
T4N : taux au dessus de 4 plafonds	0,0690	0,0690	0,0560
Taux de cotisations sociales employeurs			
Z1N : taux en dessous de 1 plafond	0,3919	0,3959	0,4008
Z2N : taux entre 1 et 3 plafonds	0,3101	0,3142	0,3191
Z3N : taux entre 3 et 4 plafonds	0,2806	0,2847	0,2816
Z4N : taux au dessus de 4 plafonds	0,2265	0,2265	0,2265
Les cadres			
Taux de cotisations sociales employés			
T1C : taux en dessous de 1 plafond	0,1836	0,1864	0,1769
T2C : taux entre 1 et 4 plafonds	0,1397	0,1490	0,1550
T3C : taux entre 4 et 8 plafonds	0,1041	0,1114	0,1188
T4C : taux au dessus de 8 plafonds	0,0690	0,0690	0,0560
Taux de cotisations sociales employeurs			
Z1C : taux en dessous de 1 plafond	0,3919	0,3959	0,4013
Z2C : taux entre 1 et 4 plafonds	0,3629	0,3759	0,3949
Z3C : taux au dessus de 4 plafonds	0,2967	0,3112	0,3395

Tableau B2 : Réductions de cotisations sociales employeurs en 1994 et en 1997 pour l'emploi d'un salarié payé le SMIC

	année 1994	année 1997
Salaire net mensuel en Francs	4881	5139
Salaire brut mensuel en Francs	6000	6241
Coût salarial en Francs	8050	7607
Réduction de charges en Francs	324	1136
Réduction du coût salarial en %	3,9	13,0

Source : calcul des auteurs

Les coûts et heures travaillées annuels par catégorie de salariés

Les DADS contiennent une variable catégorie socioprofessionnelle proche de la PCS à 2 chiffres mais qui présente toutefois quelques particularités (cf. encadré B1). Nous créons à partir de cette variable trois qualifications qui séparent les non qualifiés, les qualifiés et les très qualifiés. Pour distinguer au sein des employés les qualifiés des non qualifiés, nous suivons Audric, Givord et Prost (1999). Ainsi, les salariés dits non qualifiés comprennent les ouvriers non qualifiés (67, 68, 69), les apprentis et stagiaires (7) et les employés non qualifiés (53, 55 et 56). Les salariés dits qualifiés regroupent les ouvriers qualifiés (62, 63, 64 et 65) et les employés qualifiés (52 et 54). Enfin, les salariés dits très qualifiés se composent des chefs d'entreprise (2), des cadres et professions intellectuelles supérieures (3) et professions intermédiaires (4). Nous considérons également trois classes d'âges : les salariés de moins de 25 ans, les salariés entre 25 et 49 ans et enfin ceux de 50 ans et plus. Au total, 18 catégories de salariés sont créées par entreprise par le croisement des 3 qualifications, des 3 classes d'âge et des 2 sexes.

Nous avons ensuite calculé les coûts et les heures travaillées annuels par catégorie de salariés au sein de chaque entreprise en sommant sur tous les individus de la catégorie donnée dans l'entreprise considérée. On a pris soin avant cette opération de ramener sur l'année les coûts mensuels des individus en tenant compte de leur durée d'emploi dans l'entreprise pour ne pas surestimer les coûts annuels dans le cas où la durée est inférieure à 360 jours. On obtient bien sûr les variables par entreprise en sommant sur les 18 catégories de salariés intra entreprise.

Encadré B1 :	
La nomenclature des Professions et Catégories Socioprofessionnelles des DADS	
0-Absence l'année considérée ou allocations congés payés ou allocations UNEDIC	
2-Chefs d'entreprises	
3-Cadres et professions intellectuelles et supérieures	
4-Professions intermédiaires	
5-Employés	
52-Employés civils et agents de service de la Fonction Publique	
53-Agents de surveillance	
54-Employés administratifs d'entreprises	
55-Employés de commerce	
56-Personnels des services directs aux particuliers	
6-Ouvriers	
62-Ouvriers qualifiés de type industriel	
63-Ouvriers qualifiés de type artisanal	
64-Chauffeurs	
65-Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport	
67-Ouvriers non qualifiés de type industriel	
68-Ouvriers non qualifiés de type artisanal	
69-Ouvriers agricoles	
7-Apprentis et stagiaires	

Note : On ne reporte pas ici le détail des catégories 0,2,3,4 et 7.

Indicateurs industriels

Nous avons calculé à partir des données des BRN des variables permettant de mesurer les mouvements d'entrée et de sortie dans l'industrie et les services au niveau 600 de la nap sur la période 1989-1997 (voir Dunne, Roberts et Samuelson (1988)). En particulier, nous avons calculé les taux d'entrée et de sortie. Le taux d'entrée dans une industrie entre les années t-1 et t est défini comme le rapport entre le nombre d'entrants de l'industrie entre ces deux dates et le nombre total d'entreprises en t-1. Le taux de sortie dans l'industrie entre les années t-1 et t est le rapport entre le nombre de sortants de l'industrie entre ces deux dates et le nombre total d'entreprises en t-1.

Nous avons également calculé les taux d'importation et d'exportation au niveau 100 de la nap à partir des données de la comptabilité nationale. Le taux d'importation (en valeur) est mesuré par le rapport entre les importations et la production domestique augmentée des importations et diminuée des exportations. Le taux d'exportation (en valeur) est calculé comme le rapport des exportations et de la production.

Enfin, nous avons calculé à partir des données des DADS le coût moyen des non qualifiés et les effectifs au niveau 100 de la nap par agrégation des informations à ce niveau de la nomenclature.

Annexe C : Opérations de nettoyages et de fusion sur les données

Nous avons travaillé initialement sur le fichier de données, issu des BRN, obtenu en empilant les entreprises aux différentes dates entre 1989 et 1997. Ce fichier est composé de 5.354.952 observations, parmi lesquelles on compte 1.111.367 entreprises. Comme les entreprises ne sont pas toutes présentes sur la période entière, le panel d'entreprises est non cylindré. Elles apparaissent au minimum une année et au maximum neuf années. Pour notre étude, nous avons cylindré le panel sur la période 1993-1997. En revanche, il est non cylindré pour les années antérieures à 1993. Nous nous sommes assurés qu'il n'y avait pas d'années manquantes dans la période de présence des entreprises du panel. Par exemple, une entreprise que l'on observe à partir de 1990 est forcément présente sans interruption de 90 à 97. Elle est éliminée dans le cas contraire. Nous avons également éliminé certains secteurs au niveau de la nap 15 (secteurs non renseignés et secteurs 01, 03, 11, 12, 13 et 14 de la nap 15). Le nombre d'entreprises dans le fichier est reporté par année avant et après le cylindrage des données dans le tableau C1 ci-après. Au total, sur les 1.111.367 entreprises du panel initial, 295.118 entreprises sont conservées, ce qui représente 27% du total. Parmi ces entreprises, près de 60% sont présentes sur toute la période 89-97 et les deux tiers environ appartiennent aux secteurs 08 et 10 de la nap 15.

Tableau C1 : Nombre d'entreprises des BRN par année

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
(1)	529251	540449	541148	587148	619834	631216	645635	630593	630712
(2)	529206	540414	541083	587072	619718	631080	645448	630416	630515
(3)	171425	202873	227846	262039	295118	295118	295118	295118	295118

(1) nombre d'entreprises dans les fichiers initiaux

(2) nombre d'entreprises après élimination des identifiants d'entreprises incorrects et des années mal renseignées

(3) nombre d'entreprises après cylindrage sur la période 1993-1997 et élimination de certains secteurs

Nous avons ensuite réalisé un certain nombre de nettoyages sur des variables standards de l'analyse économique. Nous avons ainsi imposé que la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs, les effectifs, le capital et la masse salariale soient positifs pour chaque entreprise à chaque date. Pour enlever les valeurs aberrantes, nous avons retenu seulement les entreprises dont les taux de croissances annuels de la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs réelle, du capital en volume (en début de période) et des effectifs sont compris entre le premier et le quatre-vingt-dix neuvième centile à chaque date (détermination des quantiles par année et niveau 40 de la nap). Nous avons procédé de la même façon pour les logarithmes et les différences premières des logarithmes de la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs réelle par tête, du capital en volume par tête (en début de période) et des coûts réels unitaires du travail et du capital. Les pourcentages d'entreprises éliminées suite à ces opérations sont reportés dans la colonne 2 du tableau C2 par secteur de la nap 15. Près de la moitié des entreprises sont éliminées dans l'industrie du fait des nettoyages réalisés et un peu plus de 60% dans le tertiaire. Les pourcentages d'entreprises éliminées par secteur sont assez homogènes d'un secteur à l'autre au sein de l'industrie et du tertiaire, à l'exception toutefois du secteur 10 de la nap 15 dans lequel environ 80% des entreprises sont éliminées. Ce taux s'explique en grande

partie par les sélections réalisées sur le logarithme du coût réel unitaire du capital. Il s'explique dans une moindre mesure par des effectifs nuls ou une masse salariale nulle.

Nous avons ensuite fusionné ces informations avec celles des DADS en ne conservant que les entreprises présentes dans les deux sources de données entre 1993 et 1997. La colonne 4 du tableau C2 indique le pourcentage d'entreprises éliminées suite à la fusion parmi les entreprises « nettoyées » sur les variables des BRN. En moyenne, 9% des entreprises sont éliminées que ce soit dans l'industrie ou le tertiaire. Le nombre d'entreprises conservées figure dans la colonne 5 de ce même tableau. Sur les 295.118 entreprises présentes dans les BRN de 1993 à 1997, seules 102.403 d'entre elles sont retenues dans notre échantillon, soit 35% des entreprises. Parmi elles, 60% appartiennent aux secteurs du tertiaire.

Tableau C2 : Opérations de nettoyage sur les données des BRN et de fusion avec les données des DADS

Secteurs-Opérations	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
U02	7756	53%	3640	7,4%	3371
U04	14934	42%	8623	6,1%	8094
U05	12496	42%	7272	6,8%	6775
U06	18616	48%	9703	11,7%	8573
U07	29849	50%	14976	10,3%	13430
total Industrie	83651	47,1%	44214	9,0%	40243
U08	90727	54%	41895	9,5%	37913
U09	14636	56%	6428	8,0%	5914
U10	106104	81%	20275	9,6%	18333
total Tertiaire	211467	67,6%	68598	9,4%	62160
Total	295118	61,8%	112812	9,2%	102403

(1) nombre d'entreprises des BRN présentes entre 1993 et 1997

(2) pourcentage d'entreprises éliminées suite aux nettoyages sur les variables des BRN

(3) nombre d'entreprises des BRN après les nettoyages

(4) pourcentage d'entreprises éliminées suite à la fusion avec les données des DADS

(5) nombre d'entreprises conservées

Enfin, nous avons réalisé un dernier nettoyage sur les variables de contrôle, mesurées en 1994 et pour certaines en évolution moyenne entre une date antérieure à 1994 et 1994 et les variables d'intérêt, mesurées entre 1994 et 1997. Pour les variables de contrôle, nous avons éliminé les entreprises dont les valeurs de ces variables sont en deçà du premier centile ou au-delà du dernier centile, les centiles étant déterminés séparément pour l'industrie et le tertiaire. S'agissant des variables d'intérêt, nous avons éliminé les entreprises dont les valeurs des variables sont distantes de la médiane de plus de 5 fois l'écart entre le dernier et le premier quartile, les quartiles étant déterminés pour l'industrie et pour le tertiaire. Le nettoyage sur les variables de contrôle et d'intérêt élimine 14% des entreprises à la fois dans l'industrie et le tertiaire. On aboutit finalement à un échantillon de 87.720 entreprises parmi lesquelles 34.371 appartiennent à l'industrie et 53.349 au tertiaire.

Annexe D : Extension du modèle de Rubin au cas du traitement continu

Nous démontrons la proposition (P-2) qui stipule que la propriété d'indépendance conditionnellement à des observables entraîne celle d'indépendance conditionnellement au score.

Il suffit de montrer que $l(t_i | y_i(t), s(x_i)) = l(t_i | s(x_i))$ sous les hypothèses $y_i(t) \perp t_i | x_i$ et $l(t_i | x_i) = f(t, s(x_i))$. Nous calculons les deux quantités et montrons qu'elles sont égales. D'une part, nous avons :

$$\begin{aligned} l(t_i | y_i(t), s(x_i)) &= \int l(t_i | y_i(t), x_i) l(x_i | s(x_i)) dx_i \\ &= \int l(t_i | x_i) l(x_i | s(x_i)) dx_i \\ &= \int f(t, s(x_i)) l(x_i | s(x_i)) dx_i \\ &= f(t, s(x_i)) \int l(x_i | s(x_i)) dx_i = f(t, s(x_i)) \end{aligned}$$

car $l(t_i | y_i(t), x_i) = l(t_i | x_i) = f(t, s(x_i))$ sous les hypothèses mentionnées. D'autre part, on a :

$$\begin{aligned} l(t_i | s(x_i)) &= \int l(t_i | x_i) l(x_i | s(x_i)) dx_i \\ &= \int f(t, s(x_i)) l(x_i | s(x_i)) dx_i \\ &= f(t, s(x_i)) \int l(x_i | s(x_i)) dx_i = f(t, s(x_i)) \end{aligned}$$

car $l(t_i | x_i) = f(t, s(x_i))$. On a donc: $l(t_i | y_i(t), s(x_i)) = l(t_i | s(x_i))$. Ainsi, sous l'hypothèse $l(t_i | x_i) = f(t, s(x_i))$, on a bien : $y_i(t) \perp t_i | x_i \Rightarrow y_i(t) \perp t_i | s(x_i)$.

Annexe E : Résultats de l'estimation du score

Tableau E1 : régression du logit de la variable de traitement sur les variables de contrôle retenues, industrie, 32769 observations et tertiaire, 49614 observations.

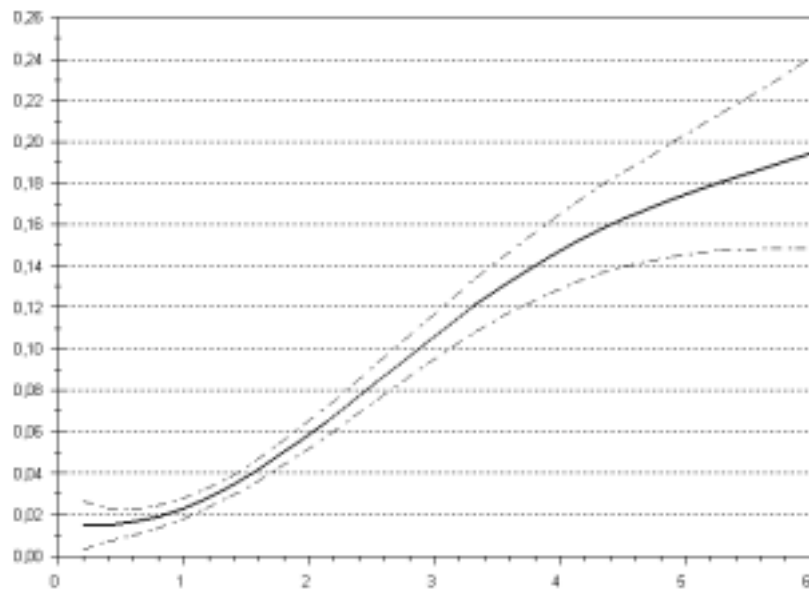
Variables	Industrie	Tertiaire
Variables générales de l'entreprise		
Valeur ajoutée en log	-0,161 (0,005)	-0,235 (0,005)
Productivité du travail en log	-2,457 (0,031)	-1,662 (0,024)
Intensité capitalistique en log	-0,066 (0,020)	-0,322 (0,017)
Rentabilité économique	-0,153 (0,023)	-0,138 (0,012)
Valeur ajoutée en évolution	-0,462 (0,072)	-0,356 (0,056)
Productivité globale des facteurs en évolution	2,423 (0,112)	1,308 (0,072)
Intensité capitalistique en évolution	0,161 (0,060)	0,405 (0,044)
Rentabilité économique en évolution	-	0,072 (0,020)
Variables de concurrence		
Taux de marge	2,461 (0,054)	1,811 (0,027)
Taux de marge en évolution	-1,330 (0,127)	-0,877 (0,069)
Taux d'entrée sectoriel	-0,264 (0,018)	1,132 (0,051)
Taux de sortie sectoriel	0,093 (0,136)	-0,991 (0,094)
Taux d'importation sectoriel	-0,833 (0,052)	2,981 (0,134)
Taux d'exportation sectoriel	0,213 (0,055)	-4,852 (0,175)
Variables sur la structure des qualifications		
Part des salaires dans les coûts	-3,859 (0,139)	-5,192 (0,108)
Part des salaires dans les coûts en évolution	1,172 (0,519)	2,703 (0,264)
Coût moyen des non qualifiés sectoriel en log	0,609 (0,078)	-0,921 (0,040)
Effectif des non qualifiés sectoriel en évolution	-0,037 (0,051)	-0,207 (0,056)
Part des hommes jeunes non qualifiés	0,756 (0,097)	0,735 (0,076)
Part des hommes d'âges moyens non qualifiés	-0,397 (0,054)	-0,170 (0,038)
Part des hommes vieux non qualifiés	-0,325 (0,135)	-0,380 (0,103)
Part des hommes jeunes qualifiés	0,174 (0,076)	0,230 (0,061)
Part des hommes d'âges moyens qualifiés	-0,906 (0,041)	-0,680 (0,028)
Part des hommes vieux qualifiés	-0,926 (0,071)	-0,807 (0,069)
Part des hommes jeunes très qualifiés	-0,120 (0,231)	-0,003 (0,141)
Part des hommes d'âges moyens très qualifiés	-1,612 (0,053)	-1,316 (0,033)
Part des hommes vieux très qualifiés	-1,737 (0,080)	-1,363 (0,053)
Part des femmes jeunes non qualifiées	1,124 (0,158)	1,137 (0,053)
Part des femmes d'âges moyens non qualifiées	0,876 (0,066)	0,745 (0,030)
Part des femmes vieilles non qualifiées	0,677 (0,152)	0,673 (0,062)
Part des femmes jeunes qualifiées	1,426 (0,188)	1,248 (0,114)
Part des femmes d'âges moyens qualifiées	0,305 (0,068)	0,549 (0,042)
Part des femmes vieilles qualifiées	-0,055 (0,143)	0,234 (0,092)
Part des femmes jeunes très qualifiées	2,608 (0,411)	0,630 (0,111)
Part des femmes d'âges moyens très qualifiées	-0,942 (0,104)	-0,483 (0,034)
Part des femmes vieilles très qualifiées	-0,924 (0,183)	-0,980 (0,071)
Variables financières		
Coût d'usage du capital en log	0,450 (0,027)	-0,048 (0,028)
Coût d'usage du capital en évolution	-0,138 (0,081)	-
Structure de la dette (dettes/(dettes+fonds propres))	0,219 (0,023)	0,109 (0,018)
Variation <i>ex ante</i> du coût du capital	2,291 (0,088)	1,522 (0,214)
R²	0,508	0,504

Note : Introduction de variables sectorielles au niveau de la NAP 15 et d'une constante. Les variables sont prises en 1994 et pour certaines d'entre elles, en évolution moyenne sur une période antérieure.

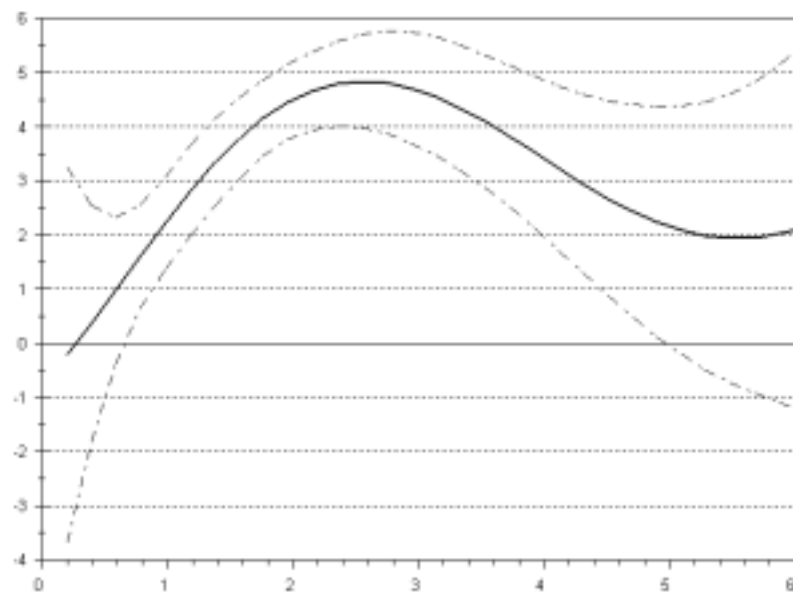
Annexe F : Résultats de l'estimation semi-paramétrique

Graphique F1 : Taux de croissance de l'emploi dans le tertiaire, 48.930 observations

a)- Estimation du paramètre $E_1 = E(y_i(t_0))$

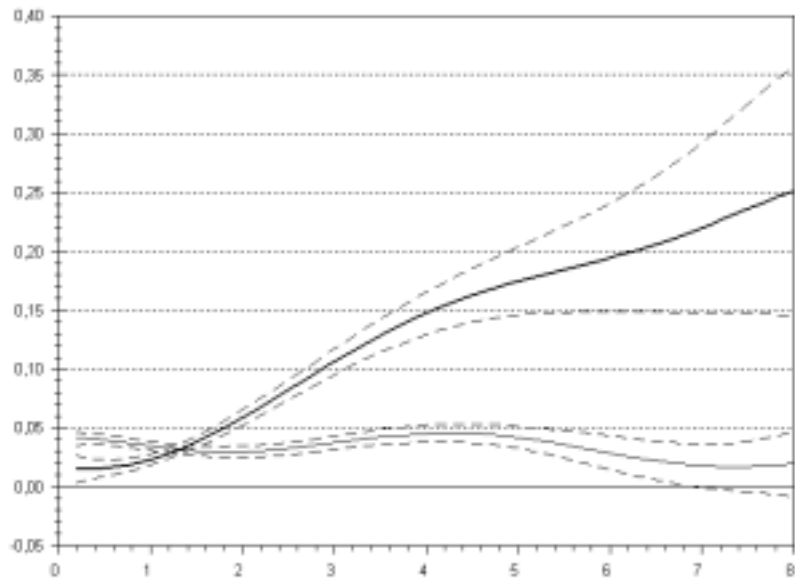


b)- Estimation du paramètre $E_2 = E(\partial y_i(t_0)/\partial t)$

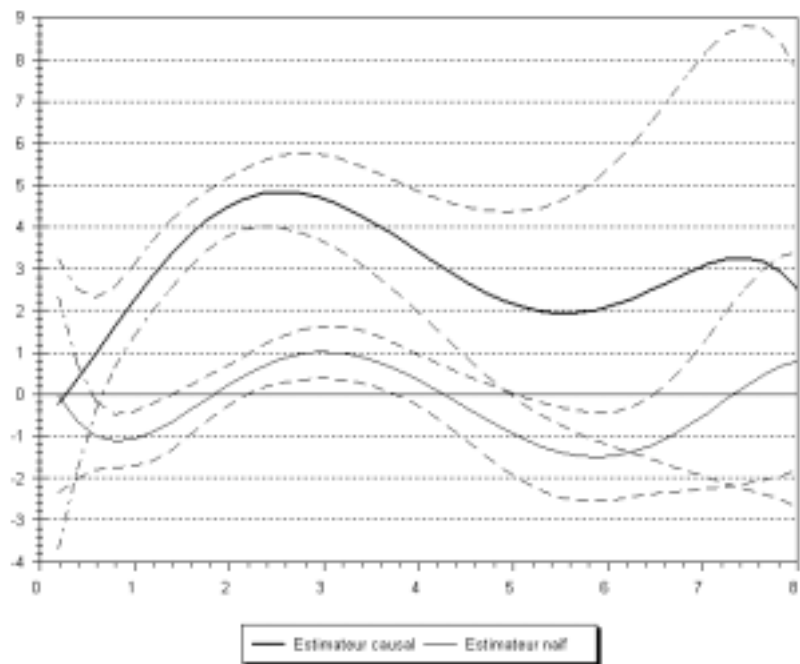


Graphique F2 : Taux de croissance de l'emploi dans le tertiaire, 48.930 observations

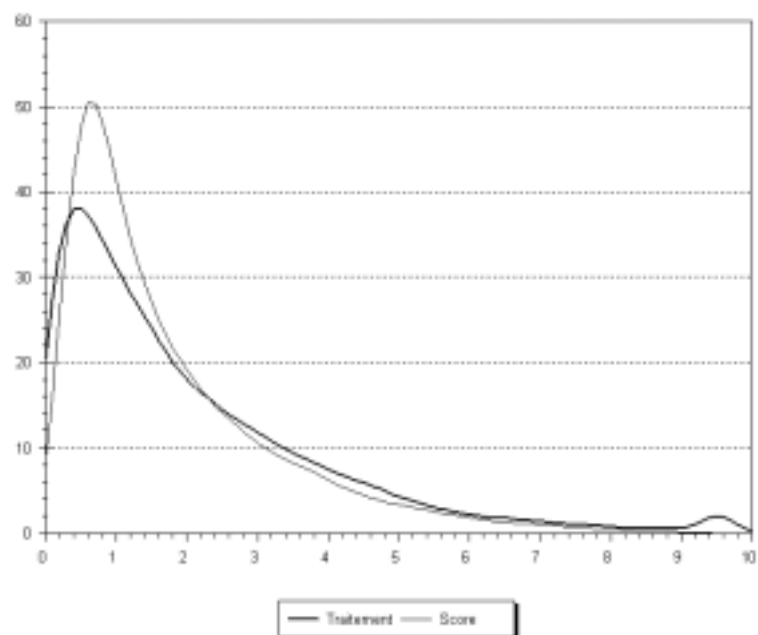
a)- Comparaison de $E_1 = E(y_i(t))$ à $E(y_i(t)|t)$



b)- Comparaison de $E_2 = E(\partial y_i(t)/\partial t)$ à $E(\partial y_i(t)/\partial t|t)$

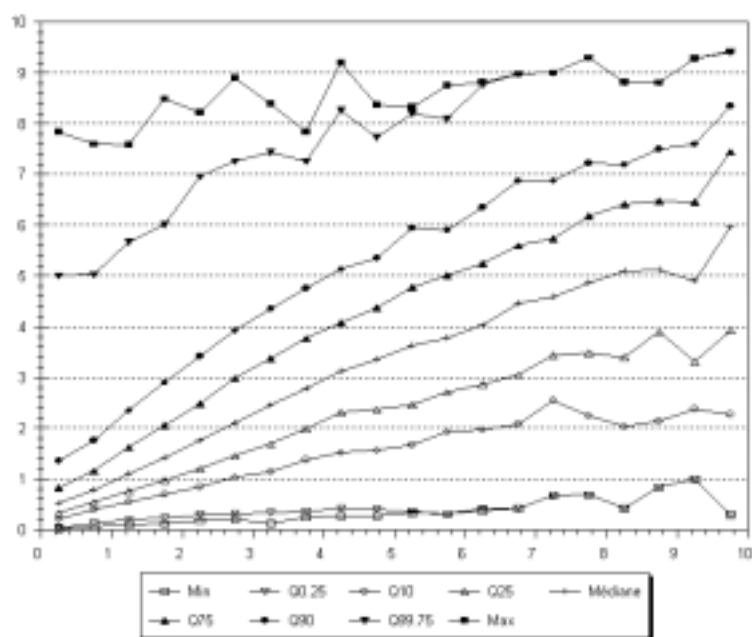


Graphique F3 : Distributions marginales du traitement et du score - Secteur tertiaire



Note : Estimations à noyau des densités (noyau gaussien)

Graphique F4 : Quantiles de la distribution du score par classe de traitement – Secteur tertiaire



Note : Les valeurs du traitement sont regroupées en 20 classes de longueur 0.5% :
 $[0,0.5\%[$, $[0.5\%,1\%[$, $[1\%,1.5\%[$, $[1.5\%,2\%[$, ...

Tableau F1 : Nombre et pourcentage d'entreprises éliminées par classe de traitement selon le support choisi pour le secteur tertiaire

	Nombre et % d'entreprises initial		Nombre et % d'entreprises éliminées	
	Support 1		Support 2	
	%	nombre	%	Nombre
0,0%-0,5%	20,4	10001	0,26	26
0,5%-1,0%	17,8	8725	0,25	22
1,0%-1,5%	13,7	6721	0,51	34
1,5%-2,0%	10,2	5011	1,14	57
2,0%-2,5%	8,2	3986	2,11	84
2,5%-3,0%	6,5	3188	3,92	125
3,0%-3,5%	5,2	2561	5,35	137
3,5%-4,0%	4,3	2092	7,55	158
4,0%-4,5%	3,3	1599	11,13	178
4,5%-5,0%	2,6	1272	14,47	184
5,0%-5,5%	1,8	870	20,92	182
5,5%-6,0%	1,3	631	25,67	162
6,0%-6,5%	0,9	462	29,44	136
6,5%-7,0%	0,8	384	37,24	143
7,0%-7,5%	0,6	291	41,58	121
7,5%-8,0%	0,4	216	48,61	105
8,0%-8,5%	0,3	149	52,35	78
8,5%-9,0%	0,3	154	52,60	81
9,0%-9,5%	0,2	118	50,00	59
9,5%-10,0%	1,0	499	61,92	309
Total	100,0	48390	4,87	2381

Tableau F2 : Comparaison des estimations du paramètre E₃ sur le support restreint et le support complet dans le tertiaire

Variables	Support total		Support restreint	
	1	Effectifs	1	Effectifs
Effectifs salariés ^a	2,47 (0,91)	3,52 (0,78)	2,49 (1,00)	3,44 (0,78)
Coût moyen du travail ^a	-3,14 (0,78)	-4,36 (0,86)	-3,70 (0,92)	-4,36 (0,86)
Part des non qualifiés	0,83 (0,57)	0,70 (0,33)	0,87 (0,63)	0,69 (0,34)
Part des jeunes	-0,77 (0,37)	-0,43 (0,20)	-1,19 (0,45)	-0,50 (0,22)
Part des jeunes non qualifiés	-0,52 (0,49)	-0,20 (0,27)	-1,13 (0,60)	-0,30 (0,29)
Intensité capitalistique ^a	-0,81 (1,23)	-1,71 (0,82)	-0,96 (1,36)	-1,61 (0,84)
Productivité du capital ^{a,b}	1,77 (1,34)	1,32 (0,82)	2,13 (1,56)	1,39 (0,85)
Productivité du travail ^{a,b}	0,96 (1,87)	-0,39 (1,10)	1,16 (2,11)	-0,22 (1,13)
Taux de marge ^a	0,45 (0,57)	0,15 (0,34)	0,34 (0,63)	0,16 (0,35)
Coût unitaire de production ^a	-3,15 (1,65)	-3,39 (1,08)	-3,82 (1,92)	-3,50 (1,11)
Valeur ajoutée ^{a,b}	3,43 (1,47)	3,13 (0,96)	3,65 (1,70)	3,22 (0,98)