



DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITE D'EVRY

Allègement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation

Islem GAFSI, Yannick L'HORTY & Ferhat MIHOUBI

04 – 03 R

Allègement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation

Islem Gafsi, Yannick L'Horty et Ferhat Mihoubi[♥]

L'objectif de cette étude est d'évaluer l'incidence des mesures d'allègement de cotisations sociales sur les bas salaires à partir d'un panel sectoriel (NAF 16) et sur les vingt dernières années. Le modèle de portée général décrit l'impact du progrès technique biaisé, de la conjoncture et du coût du travail et du capital sur la demande de travail qualifié et peu qualifié mais aussi sur la demande de capital, la formation des prix et des salaires. Plusieurs résultats robustes semblent émerger. Les principales possibilités de substitutions entre les facteurs de production porteraient entre le travail qualifié et peu qualifié. Le travail peu qualifié serait le facteur le plus sensible à la conjoncture et il aurait été affecté par un trend de progrès technique biaisé. Le salaire des peu qualifiés serait sensible aux termes de l'échange alors que celui des qualifiés serait plus affecté par les inflexions de la productivité du travail. Les évaluations des effets des allègements des cotisations sociales sont de ce fait révisées à la baisse avec un maximum de 150 000 emploi peu qualifiés créés ou sauvegardés.

Les dispositifs d'exonération de cotisations sociales sur les bas salaires qui ont été mis en oeuvre en France depuis le début des années 1990, ont fait l'objet de plusieurs évaluations. Au niveau micro-économique, Laroque et Salanié [1999] estiment à 490 000 les emplois créés ou sauvegardés par ces mesures. Sur un panel d'entreprises, Crépon et Desplatz [2001] mettent en évidence des effets importants tant sur l'emploi que sur l'activité avec une création nette de 460 000 emplois, dont 220 000 emplois peu qualifiés et 240 000 emplois qualifiés. Plusieurs estimations ont aussi été réalisées au niveau macro-économique, en recourant généralement à des maquettes étalonnées. Laffargue [2000] parvient à un intervalle de 116 000 à 440 000 suivant les valeurs de l'élasticité de substitution entre travail qualifié et travail peu qualifié retenue. Audric, Givord et Prost [2000] chiffrent l'effet des mesures d'allègement dans une fourchette de 120 000 et 410 000 emplois. A un niveau intermédiaire, Jamet [2003] évalue sur un panel sectoriel au niveau F de la nomenclature des branches, l'incidence de ces mesures d'allègement à une création ou une sauvegarde de 100 000 à 240 000 emplois.

[♥]EPEE, Université d'Evry val-d'Essonne. Boulevard François Mitterrand 91025 Evry Cedex

Tél : (33) 1 69 47 70 66 – Fax : (33) 1 69 47 70 50

Islem.gafsi@eco.univ-evry.fr Yannick.lhorty@eco.univ-evry.fr Ferhat.Mihoubii@eco.univ-evry.fr

Nous tenons à remercier A. Gubian, F. Lerais et B Sédillot pour leurs remarques et suggestions.

Quatre originalités

L'objet de cette étude¹ est de présenter une nouvelle évaluation des effets sur l'emploi des exonérations de cotisations sociales sur les bas salaires. Par rapport à l'ensemble des travaux existants, cette réévaluation présente quatre originalités : 1) il s'agit d'une étude sur longue période réalisée avec des données sectorielles fines (la base de donnée est un panel de 16 secteurs d'activité sur les vingt dernières années) ; 2) elle est fondée théoriquement par un modèle très général prenant en compte l'ensemble des possibilités de substitution entre facteurs, notamment le capital, l'existence éventuelle d'un progrès technique biaisé et l'impact de la conjoncture ; 3) elle est respectueuse des enchaînements macroéconomiques, notamment des effets des exonérations sur la formation des salaires, des prix et de l'activité ; 4) enfin, des tests ont été réalisés pour mesurer la sensibilité des résultats de cette évaluation à la définition de l'emploi peu qualifié, aux phénomènes d'externalisation de l'emploi vers les services et aux effets des exonérations dans le cadre du passage aux 35 heures. Il est utile de développer ces quatre points.

Une première originalité de cette évaluation est de mobiliser des données dans les dimensions temporelle et sectorielle, comme dans l'analyse de Jamet [2003]. On exploite les enquêtes Emploi de l'INSEE sur la période 1982-2002. Le champ est celui des salariés des secteurs marchands non agricoles qui sont désagrégés en seize sous-secteurs de la NAF. On exclue le secteur public et les salariés des services domestiques qui ne sont pas concernés par les exonérations. On ne traite pas non plus les stagiaires, les apprentis et les contrats aidés qui ont des règles en matière de coût du travail ou d'exonérations trop spécifiques. Les données ainsi constituées montrent en particulier qu'entre 1982 et 2002, l'emploi peu qualifié mesuré en effectifs salariés a connu deux grandes phases (Gafsi, L'Horty, Mihoubi [2004-a]). La première décennie (1982-1992) est marquée par une baisse régulière. Alors que l'emploi qualifié a progressé de près de 200 000 emplois, environ 800 000 emplois peu qualifiés ont été supprimés. Au cours de la deuxième décennie (1992-2002), l'emploi peu qualifié a en revanche enregistré une progression sensible, avec plus de 400 000 emplois créés. Sur la même période, l'emploi qualifié a cru de 1 300 000 salariés. L'objet de la présente étude est bien d'expliquer cette rupture de tendance.

La deuxième originalité est de considérer un cadre théorique de portée très générale qui prend en compte l'ensemble des possibilités de substitution entre facteurs de production, non seulement entre le travail qualifié et celui peu qualifié mais aussi vis-à-vis du capital (ce qui nous distingue de Jamet [2003]). Ce cadre intègre également la possibilité d'un progrès technique biaisé en défaveur de l'emploi peu qualifié et considère les effets de la conjoncture sur l'emploi. On ne fait pas d'hypothèse particulière sur les formes des relations entre toutes ses grandeurs, comme on le fait dans les modèles étalonnés, même si l'on se donne un modèle structurel en estimant un système complet de demande de facteurs issu du Lemme de Shephard. Cela requiert d'estimer un nombre de paramètre au moins égal au nombre d'élasticités de

¹ Ce travail exploite les résultats d'un rapport de recherche réalisé par l'EPEE-Université d'Evry pour la DARES. De nombreux tableaux de résultats et plusieurs annexes n'ont pas été reproduits. Pour des compléments d'information, consulter Gafsi, Greenan, L'Horty et Mihoubi [2004].

substitution et de coefficients associés au biais de progrès technique, soit au moins six paramètres lorsque l'on distingue trois facteurs de production. On parvient à la fois à faire jouer un rôle actif au capital et à son coût, tout en estimant l'ensemble de ces paramètres, grâce à la dimension sectorielle de notre panel de données annuelles. Pour apprécier la robustesse des résultats, le coût du capital fait par ailleurs l'objet de plusieurs mesures concurrentes.

Une troisième originalité de notre évaluation est de prendre en compte les principaux effets macroéconomiques des exonérations de cotisations sociales, et leurs impacts indirects sur l'emploi. En particulier, les changements de taux de cotisations, surtout lorsqu'ils ont lieu sur plus d'une décennie, ont des effets potentiellement importants sur la formation des salaires : 100 euros de cotisations employeurs en moins n'impliquent par 100 euros de coût du travail en moins, même lorsque l'on est au voisinage du Smic et surtout lorsque l'on se place à un horizon de long terme. Nous intégrons par ailleurs les effets des baisses de cotisations sur la formation des prix et sur l'activité, ainsi que les effets en retour des créations d'emploi sur la formation des salaires et sur le coût du travail. Tous ces relais sont habituellement ignorés par les études micro-économétriques et jouent un rôle potentiellement important dans les effets des exonérations de cotisations employeurs.

Une quatrième originalité est d'avoir multiplié les tests de robustesse pour apprécier la validité de nos résultats. Afin de tester la sensibilité à la définition de la qualification, toutes les estimations ont été refaites avec trois définitions différentes des travailleurs peu qualifiés. De plus, les estimations ont été réalisées en excluant ou en incluant les années 1999 à 2002 dans le but de se prémunir d'une mauvaise appréciation des exonérations de cotisations sociales avec le passage aux 35 heures. Afin de prendre en compte les effets du développement du recours au travail externalisé sur l'emploi peu qualifié, les estimations ont été conduites en excluant le secteur des services aux entreprises du champ de l'analyse.

Stratégie d'estimation

D'un point de vue économétrique, les variables utilisées présentent des racines unitaires. Deux stratégies de modélisation sont alors envisageables. La première est fondée sur un modèle en taux de croissance. Une telle démarche permet de contourner les problèmes de non stationnarité mais peut aussi conduire à une perte substantielle d'information en présence de relations de cointégration entre les différentes variables. La seconde stratégie de modélisation repose sur une spécification rendant compte des possibles relations de cointégrations entre les variables du modèle. Idéalement, pour tenir compte des simultanités et des contraintes pesant sur le système de demande de facteurs la démarche économétrique devrait correspondre à une modélisation jointe de la dynamique de la demande de facteurs et de la formation des salaires à l'aide de la méthodologie proposée par Groen et Kleibergen [1999] qui peut être considérée comme une extension de la méthode de Johansen [1995] aux données de Panel. Toutefois, une telle démarche nécessite un nombre conséquent d'observations dans la dimension temporelle. Etant donné que notre échantillon couvre la période 1982-2002,

nous avons préféré adopter une démarche plus proche de celle développée par Pedroni [1999] et Kao [1999], consistant à appliquer des tests de racines unitaires sur les résidus du modèle en niveau.

Dans un premier temps, nous présentons les résultats des estimations du système de demande de facteur en taux de croissance puis en niveau. La deuxième section s'attache à l'endogénéisation des salaires des emplois qualifiés et non qualifiés. La troisième section présente le modèle complet intégrant le système de demande de facteurs et les salaires endogènes. La quatrième et dernière section discute les contributions rétrospectives de chaque déterminant de l'emploi non qualifié.

Estimation du système de demande de facteurs

Le point de départ est d'estimer un système complet de demandes de facteurs. On distingue ici trois facteurs de production : le capital, le travail qualifié et le travail peu qualifié. L'emploi et les salaires sont issus de l'enquête Emploi de l'INSEE. Les taux de cotisations sont tirés des barèmes légaux. Les valeurs ajoutées, les prix et le coût du capital sont tirés des comptes nationaux annuels. La progression de la demande d'un facteur est expliquée par l'évolution du coût de chaque facteur, au travers d'effets de substitution, et par l'évolution de l'activité dans le secteur, au travers d'effets de volume. L'annexe théorique présente formellement le modèle. L'estimation est d'abord menée sur un modèle en taux de croissance avant d'être effectuée sur un modèle en niveau, afin de tenir compte d'éventuelles relations de cointégration.

Estimation en taux de croissance

Trois définitions du coût d'usage du capital et deux hypothèses de progrès technique sont considérées. Les résultats reportés dans les tableaux 1 considèrent que le rythme de progrès technique peut être différencié suivant les secteurs alors que ceux reproduits dans les tableaux 2 supposent un progrès technique indifférencié selon les secteurs. Par ailleurs, les résultats de référence présentés dans les tableaux indicés par a sont ceux obtenus avec un coût d'usage du capital mesuré avec un taux d'intérêt nominal identique suivant les différents secteurs². Les tableaux indicés par b présentent des résultats obtenus avec des parts de la rémunération des facteurs variables dans le temps. Les tableaux indicés par c contiennent les résultats des estimations avec un coût d'usage du capital calculé par solde sous l'hypothèse d'un taux de marge constant sur l'ensemble des coûts unitaires de production.

Pour chaque tableau, l'incidence de la conjoncture sur la demande de facteurs est évaluée suivant trois hypothèses dont les résultats sont reportés dans les trois colonnes respectivement l'absence d'effet conjoncturel, une incidence de la conjoncture différenciée suivant les secteurs et enfin une élasticité de la demande de facteurs à la conjoncture contrainte à l'unité. Notons que dans ce dernier cas, les équations de demande de facteurs s'expriment en termes de productivité apparente de chaque facteur.

² De l'hétérogénéité sectoriel est toutefois introduite dans le coût d'usage du capital *via* le taux de déclassement, le prix de la valeur ajoutée et le prix de la FBCF.

Quelques résultats paraissent robustes au mode de mesure du coût d'usage du capital ou en matière de spécification.

- L'élasticité prix de la demande de travail peu qualifié au coût du travail qualifié est d'ampleur voisine de 0,35 (ses valeurs varient entre 0,30 et 0,40 suivant la spécification retenue). Cette élasticité est la plus élevée parmi les élasticité prix croisées suggérant que les possibilités de substitution entre facteurs concernent essentiellement le couple travail qualifié / travail peu qualifié. Notons que l'élasticité prix de la demande de travail peu qualifié au coût du travail est un peu plus élevée dès lors que le progrès technique est supposé exercer des effets sectoriels identiques. Il est possible de calculer l'élasticité prix de la demande de travail peu qualifié à son propre coût : $\eta_{L_{nq},w_{nq}} = -(\eta_{L_{nq},w_{nq}} + \eta_{L_{nq},c_k})$. Celle-ci s'élève à des valeurs d'environ -0,25 (comprise entre -0,15 et -0,40). Une réduction de 10% du coût réel du travail peu qualifié induirait alors une augmentation de 2,5% de l'emploi peu qualifié, à niveau de production donné. Il est possible de mesurer l'impact de cette réduction du coût du travail peu qualifié sur l'emploi qualifié à l'aide de l'élasticité prix de la demande de travail qualifié au coût du travail peu qualifiée soit $\eta_{L_q,w_{nq}} = \frac{S_{L_{nq}}}{S_{L_q}} \eta_{L_{nq},w_{nq}}$. En retenant des parts moyennes dans la valeur ajoutée de la rémunération du travail peu qualifié et du travail qualifié respectivement de 8% et 42%, on parvient à une élasticité de 0,07. Une baisse du coût du travail peu qualifié de 10% provoque donc une réduction de l'emploi qualifié de 0,7% à niveau de production donné.

- Le progrès technique mesuré à l'aide des constantes dans les tableaux 2 aurait été défavorable à l'emploi peu qualifié en exerçant un impact négatif marqué sur l'emploi peu qualifié (de l'ordre de 3% sur la période 1983-1999). En revanche, il aurait été neutre sur l'emploi qualifié et aurait même eu une incidence positive sur le capital. On parvient donc à un progrès technique biaisé en défaveur du travail peu qualifié. Ces résultats ne sont pas modifiés lorsque les différents progrès technique ne sont plus supposés identiques suivant les secteurs (tableaux 1). L'hypothèse de progrès techniques homogènes entre les différents secteurs n'est d'ailleurs pas rejetée. Nous retiendrons par conséquent cette hypothèse par la suite.

- Si l'on tient compte d'une éventuelle rupture à compter de 1993 affectant les progrès techniques sur les différents facteurs de production, les conclusions sur le travail peu qualifié ne sont pas modifiées : le progrès technique sur le travail peu qualifié n'a pas enregistré de rupture significative. Le progrès technique affectant le travail qualifié ne paraît pas non plus avoir subi de rupture à compter de 1993. En revanche, le capital aurait subi une forte baisse du progrès technique qui lui est associé. Ainsi, le progrès technique sur le capital serait passé d'un rythme annuel de 2,4% avant 1993 à moins de 1% après.

- L'emploi peu qualifié serait le facteur le plus sensible à la conjoncture. Lorsque les élasticité des facteurs à la conjoncture sont estimées librement, une augmentation de l'activité de 10% provoque une augmentation d'approximativement 4,5% de l'emploi peu qualifié alors qu'elle n'a qu'une incidence très faible sur l'emploi qualifié (+1,2%) et qu'elle laisserait quasi inchangé le capital (+0,6%). Cette forte sensibilité de l'emploi peu qualifié à la conjoncture semble conforme à l'idée d'un travail peu qualifié essentiellement d'exécution. Quelle que soit la spécification adoptée, les

restrictions sur les élasticités des facteurs de production à la valeur ajoutée (absence d'effet de la conjoncture sur la demande de facteurs et élasticité unitaire) sont systématiquement rejetées par les données.

Toutefois, ces premières évaluations fournissent des élasticités prix de la demande de facteurs de faibles ampleurs, en particulier s'agissant de l'élasticité de la demande de travail peu qualifié au coût du travail peu qualifié. En outre, les estimations des élasticités de substitution fournissent des résultats décevants : quelle que soit la spécification adoptée, l'élasticité de substitution entre travail peu qualifié et travail qualifié est systématiquement non significative. Ces résultats peuvent s'expliquer par le fait que l'on estime ici un système en taux de croissance. Or les variables intervenant dans la demande de facteurs (emploi par niveau de qualification et capital ainsi que leurs coût réels respectifs) sont non stationnaires. Si les différentes variables composant le système de demande de facteurs entretiennent des relations de cointégration, retenir une spécification en taux de croissance revient à mal spécifier le modèle de demande de facteurs.

Estimation en niveau

Afin de tenir compte de l'existence d'éventuelles relations de cointégration entre les différentes variables intervenant dans le système de demande de facteurs, nous retenons désormais une spécification en niveau (systèmes (3) et (4) de l'annexe théorique). Compte tenu du faible nombre d'observations dans la dimension temporelle, nous ne pouvons appliquer la stratégie de test de cointégration proposée par Groen et Kleibergen [1999] fondée sur une modélisation VECM. Nous avons donc opté pour des tests de cointégration suivant la méthode de Pedroni [1999] qui peut être rapprochée de celle d'Engel et Granger sur séries temporelles en testant la stationnarité du terme résiduel de la relation en niveau. Toutefois, cette démarche n'est pas totalement adaptée à l'estimation d'un système de demande de facteurs pour au moins deux raisons. Tout d'abord, il n'est pas exclu que les différentes variables du modèle entretiennent non pas une mais plusieurs relations de cointégration. Le test de Pedroni ne peut tester que la présence d'une seule relation de cointégration. Ensuite, nous avons affaire à un système complet de demande de facteurs qui ne peut être estimé équation par équation par les moindres-carrés ordinaires, compte tenu des contraintes qui relient les paramètres du modèle. En toute rigueur, le test de Pedroni n'est applicable qu'au terme résiduel d'une équation en niveau.

Toutefois notre objectif est ici de tester la présence d'au moins une relation de cointégration et d'examiner l'incidence des mesures d'allègement des cotisations sur les bas salaires sans pour autant tenter d'identifier l'ensembles des relations de cointégration et donc des mécanismes de long terme à l'œuvre. Par conséquent la stationnarité du terme résiduel de chaque équation sera testée en appliquant les tests de Pedroni [1999].

Les estimations menées en termes d'élasticité de la demande de facteurs à leurs coûts puis en termes d'élasticité de substitution permettent de produire un ensemble de résultats robustes³ :

- L'élasticité de la demande de travail peu qualifié au coût du travail qualifié est sensiblement plus élevée que lorsque le modèle est exprimé en taux de croissance. Cependant les élasticités sont plus sensibles à la spécification retenue. Ainsi avec la spécification de référence (part de la rémunération dans la valeur ajoutée stable au niveau sectoriel et coût du capital mesuré de façon identique suivant les secteurs) l'élasticité de la demande de travail peu qualifié au coût du travail qualifié varie entre 0,6 et 0,7, alors que lorsque la part de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée est variable au cours du temps, cette même élasticité est comprise entre 1,40 et 1,62. Enfin, lorsque la part de la rémunération de chaque facteur dans la valeur ajoutée est constante au cours du temps et que le coût d'usage du capital est mesuré de façon indirecte, cette élasticité fluctue entre 0,74 et 0,87. En outre, le coût du capital ne semble pas exercer d'influence significative sur la demande de travail peu qualifié (sauf lorsque le partage de la valeur ajoutée est supposée variable au cours du temps) ; de la sorte l'élasticité de la demande de travail peu qualifié à son coût est au signe près d'ampleur proche de celle au coût du travail qualifié. L'élasticité du travail qualifié au coût du capital est de faible ampleur avec des valeurs n'excédant pas 0,13. Une réduction du coût du travail peu qualifié de 10% induit alors une augmentation comprise entre 6% et 16% de l'emploi peu qualifié et réduit l'emploi qualifié d'approximativement 1,1% à 3%.
- Les spécifications en termes d'élasticité de substitution fournissent un éclairage identique. C'est entre le travail qualifié et celui peu qualifié que les possibilités de substitutions sont les plus importantes. Toutefois l'ampleur de cette élasticité de substitution varie notablement suivant les différentes spécifications avec des valeurs comprises entre 0,21 et 1,79. Le capital et le travail qu'il soit qualifié ou peu qualifié semblent entretenir des relations de complémentarités. Les élasticités de substitution sont de faible ampleur (à l'exception de l'élasticité de substitution entre travail peu qualifié et capital lorsque le coût du capital est mesuré de façon indirecte).
- De la même façon qu'avec une spécification en taux de croissance, l'emploi peu qualifié est le facteur de production le plus sensible à la conjoncture avec une élasticité voisine de 0,5. Les deux autres facteurs disposent d'élasticités à la valeur ajoutée proches de 0,15. Ce résultat est assez peu affecté par les choix en matière de données et de spécification.
- Un progrès technique biaisé en défaveur du travail peu qualifié est obtenu quelle que soit la spécification retenue. L'ampleur de ce biais de progrès technique de l'ordre -3,5% est analogue à celle obtenue avec le modèle en taux de croissance. De la même façon, le progrès technique semble avoir exercé une influence positive sur la demande de capital et n'aurait pas eu d'incidence sur le travail qualifié.
- Toutes les équations de demande de facteur semblent contenir au moins une relation de cointégration. Les tests de Pedroni appliqués aux résidus des trois équations de demande de facteurs rejettent systématiquement l'hypothèse nulle de non stationnarité. Ces résultats confirment donc qu'une spécification en taux de croissance est incorrecte.

³ Les six tableaux donnant les résultats d'estimation correspondants n'ont pas été reproduits.

Modélisation jointe de la demande de facteurs et de la formation des salaires

Jusqu'ici, nous avons implicitement adopté l'hypothèse d'exogénéité du coût des facteurs. Si cette hypothèse peut être justifiée s'agissant du coût du capital, elle est plus difficilement admissible pour ce qui est du coût du travail. Les mesures d'exonérations de cotisations sociales des employeurs exercent des effets sur les salaires au travers de multiples relais. Un premier mécanisme repose sur la perception qu'ont les salariés des cotisations sociales. Si les salariés considèrent les cotisations comme des éléments de revenu différés, une réduction du taux de prélèvements sociaux induit une révision à la hausse des aspirations salariales (et donc du salaire net) et laisse le coût du travail inchangé. En revanche, si les salariés perçoivent les cotisations sociales comme des prélèvements sans contrepartie directe, une réduction des taux de cotisation laisse le salaire net inchangé et réduit le coût du travail. Le second canal de transmission passe par l'effet sur l'emploi des mesures d'allègement des cotisations sociales. Si à la suite d'une réduction des taux de cotisations sociales l'emploi progresse, les tensions sur le marché du travail diminuent provoquant de la sorte une progression des salaires. En d'autres termes, une amélioration de la situation sur le marché du travail aurait pour contrepartie un accroissement des revendications salariales. Le troisième mécanisme trouve son origine dans le prix considéré pour évaluer le salaire réel par les employeurs (le prix de la valeur ajoutée) et par les salariés (le prix de consommation). Une réduction des cotisations provoque une baisse du coût du travail et exerce une pression à la baisse sur le prix de la valeur ajoutée. Si la perception des employeurs domine (les termes de l'échange exercent un impact positif et significatif sur la formation du pouvoir d'achat du salaire net), la baisse des termes de l'échange intérieurs (rapport du prix de valeur ajoutée et du prix de consommation) induit mécaniquement une pression à la hausse sur le coût réel du travail.

Ne pas tenir compte de ces trois mécanismes peut conduire à surévaluer les effets des mesures d'allègement lorsque l'on applique directement le montant de ces mesures au système de demande de facteurs. Le quatrième effet agit *via* les modifications de la productivité du travail induite par les mécanismes de substitution entre facteurs. Si les mesures d'allègements de cotisations sur les bas salaires induisent une substitution de travailleurs qualifiés par des travailleurs peu qualifiés, la productivité du travail peu qualifié diminue et celle du travail qualifié progresse. L'effet direct de cette distorsion sur la productivité du travail provoque, dans le cadre d'un modèle de négociation salariale, une réduction du salaire réel du travail peu qualifié et une progression du salaire du travail qualifié, amplifiant ainsi l'effet initial de la mesure d'allègement de cotisations sur les bas salaires. Nous modélisons par conséquent à la fois la formation des salaires et la formation des prix ainsi que la demande de bien. Afin de rendre compte des mécanismes précédents, la modélisation des salaires en distinguant les emplois qualifiés de ceux non qualifiés doit intégrer un terme de tension mesuré par l'emploi suivant la qualification, le coin salarial, les termes de l'échange intérieurs et la productivité du travail.

Afin de déterminer le degré de sensibilité de nos estimations au caractère endogène des prix et de la valeur ajoutée nous estimons dans un premier temps le modèle composé de la demande de facteurs et de la formation des salaires seuls, les prix et la valeur ajoutée étant considérés comme exogènes.

Estimations à prix et valeur ajoutée exogènes

Nous retenons donc le modèle formé par les équations de demande de facteurs (3) ou (4) et les équations de salaires (5) et (6) de l'annexe théorique qui rendent compte des différents mécanismes de propagation des mesures d'allégement des cotisations sur le coût du travail.

Le modèle complet formé par le système de demande de facteurs et les équations de salaires (en termes de pouvoir d'achat du salaire net) est estimé dans un premier temps sans imposer de contraintes sur la formation des salaires.

S'agissant des équations de demande de facteurs, la modélisation jointe de la formation des salaires amplifie sensiblement les élasticités de la demande de travail peu qualifié au coût du travail qualifié et au coût du travail peu qualifié. Suivant les spécifications, ses élasticités atteignent des valeurs respectivement de 2,5 et de 2,2.

Les résultats⁴ fournissent en outre les indications suivantes concernant la formation des salaires :

- La formation des salaires des travailleurs peu qualifiés ne peut se résumer à une indexation sur le SMIC. Pour toutes les spécifications envisagées, le coefficient associé au pouvoir d'achat du SMIC est mal signé.
- Le taux de cotisation sociale ne semble pas peser significativement et avec le signe attendu (négatif) sur la formation des salaires des travailleurs qu'ils soient qualifiés ou peu qualifiés. Le premier mécanisme atténuant l'effet de la réduction des cotisations ne semble pas intervenir.
- Le coefficient associé à l'emploi est soit mal signé soit non significatif tant dans l'équation de salaire des travailleurs peu qualifiés que dans celle des travailleurs qualifiés. Par conséquent, les allègements des cotisations sociales sur les bas salaires ne seraient pas absorbés par des hausses de salaires et se répercuteraient intégralement sur le coût du travail.
- Le coefficient associé à la productivité est parfois significatif et de signe attendu (positif) à la fois pour l'emploi qualifié et peu qualifié. La réduction des cotisations sociales en augmentant l'emploi induirait une réduction de la productivité apparente du travail et exercerait une influence négative sur le pouvoir d'achat du salaire net. De la sorte, l'effet de l'allégement de cotisations est amplifié, en réduisant plus que proportionnellement le coût du travail.
- Les termes de l'échange intérieur, mesurés par le rapport entre les prix de valeur ajoutée et les prix de consommation, n'exercent qu'une influence modérée sur

⁴ Les tableaux détaillés n'ont pas été reproduits.

la formation des salaires des travailleurs qualifiés et peu qualifiés avec des coefficients respectivement d'environ 0,07 et 0,05.

Les résultats des estimations avec des équations de salaires contraintes confirment le diagnostic sur la demande de facteurs avec toutefois des élasticités plus faibles lorsque la part de la rémunération des facteurs est supposée constante dans le temps.

Enfin, tous les modèles envisagés dans cette partie présentent au moins une relation de cointégration, confortant ainsi notre choix d'une spécification en niveau à la fois sur la demande de facteurs et sur la formation des salaires.

Estimations du modèle complet

Nous considérons à présent le modèle complet formé par les équations (3), (5), (6), (7) et (8) de l'annexe théorique. Les estimations sont par conséquent réalisées en tenant compte à la fois des phénomènes de substitution entre facteurs et des effets volumes induits par les modifications de la frontière des prix des facteurs.

Les résultats reportés dans les tableaux 3 permettent d'établir les constats suivants :

- D'une façon générale nous parvenons à une élasticité de la demande de travail peu qualifié au coût du travail qualifié plus élevée que précédemment avec une valeur supérieure à 2 lorsque l'élasticité à la conjoncture est estimée librement.
- L'élasticité de la demande de travail à la valeur ajoutée est aussi sensiblement modifiée. Si l'élasticité de la demande de travail peu qualifié à la valeur ajoutée demeure quasi inchangée, celle de la demande de travail qualifié et surtout celle de la demande de capital sont notablement accrues.
- L'élasticité de la demande de bien au prix semble relativement stable avec une valeur comprise entre -0,4 et -0,6. Notons toutefois que cette élasticité reste faible et reflète pour l'essentiel le degré de concurrence intersectoriel. Il est probable qu'en retenant un niveau de désagrégation plus fin, l'élasticité prix de la demande serait plus élevée. Lors des évaluations des mesures d'allègement, nous retiendrons aussi des élasticités de plus forte ampleur.

S'agissant des équations de salaire, les résultats sont assez nettement modifiés.

- Ainsi l'emploi peu qualifié serait particulièrement sensible aux termes de l'échange intérieurs (avec un coefficient compris entre 0,3 et 1,3 contre des valeurs 0,04 et 0,09 lorsque le prix et la valeur ajoutée sont supposés exogènes). Notons que de telles élasticités en présence d'un allègement du coût du travail peu qualifié induisent une baisse du prix de la valeur ajoutée et par conséquent atténuent l'impact sur le coût réel du travail peu qualifié.
- Lorsque l'élasticité de la demande de facteurs à la conjoncture est estimée librement, le taux de cotisation exerce une influence négative sur le salaire net des travailleurs peu qualifiés. En d'autres termes, ces derniers considèrent les cotisations sociales comme des éléments de revenu différés. Une baisse des taux de cotisation provoque alors des tensions à la hausse sur le salaire net et atténue là encore l'incidence de la mesure d'allègement de cotisation sur le coût du travail.

- La formation des salaires des travailleurs qualifiés présente aussi une plus grande sensibilité aux termes de l'échange intérieur. Là encore, une réduction des prélèvements sociaux aura des effets affaiblis sur le coût du travail.

Robustesse des résultats

La robustesse de nos résultats peut être évaluée au regard à la fois de la définition de la qualification, de la refonte des mesures d'allègement avec le passage aux 35 heures et du développement du recours au travail externalisé.

S'agissant de la qualification, la définition retenue ici correspond à celle fournie par Chardon [2001]. Nous avons réestimé les différents modèles en adoptant successivement la définition de Burnod et Chenu [2001], celle de Bisault, Destival et Goux [1994]. Les résultats obtenus avec la définition de Burnod et Chenu [2001] (non reportés ici), ne diffèrent pas significativement de ceux obtenus avec la définition de Chardon. En revanche, en retenant des emplois peu qualifiés définis suivant Bisault, Destival et Goux [1994], on parvient à des élasticités de la demande de travail peu qualifié à son coût et au coût du travail qualifié de plus forte ampleur lorsque le système de demande de facteur (3) est estimé seul. A titre d'illustration, l'élasticité de la demande de travail peu qualifié au coût du travail qualifié passe de 0,7 avec la définition de Chardon à 1,2 avec celle de Bisault, Destival et Goux lorsque les parts des rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée sont constantes dans le temps. En revanche, lorsque les salaires sont modélisés ces différences s'estompent et deviennent non significatives (par exemple, l'élasticité de la demande de travail peu qualifié au coût du travail qualifié est de 1,45 avec la définition de Chardon et 1,23 avec celle de Bisault, Destival et Goux).

Concernant, la refonte des allègements avec le passage aux 35 heures, nous avons réestimé le modèle en ne considérant que la période 1982-1998. Les résultats ne sont que très légèrement altérés par cette réduction de la période d'estimation et les conclusions auxquelles nous sommes parvenues demeurent inchangées.

Le développement de l'emploi intérimaire et plus généralement du travail externalisé, conduit à comptabiliser une part des effectifs (ceux externalisés) non pas dans le secteur utilisateur mais dans le secteur des services aux entreprises. Deux méthodes peuvent être utilisées pour éviter ce problème comptable. La première revient à exclure les effectifs du secteur des services aux entreprises du champ de l'analyse. La seconde consiste en la réaffectation de ces effectifs dans les secteurs utilisateurs en retenant par exemple comme méthode de ventilation entre secteurs la part des consommations intermédiaires des différents secteurs en biens du secteur des services aux entreprises. La valeur ajoutée de chaque secteur doit alors être augmentée de ces consommations intermédiaires en biens du secteur des services aux entreprises. Nous avons examiné la robustesse de nos résultats en ayant recours à la première méthode. Les résultats ne sont pas modifiés par l'élimination du secteur des services aux entreprises du champ de l'analyse (aucun résultat n'est significativement modifié).

Evaluations des effets sur l'emploi des exonérations de cotisations.

Dans cette partie nous reprenons les résultats auxquels nous parvenons avec le modèle complet et nous mesurons l'impact des mesures d'allègement en simulant le modèle avec des taux de cotisations n'intégrant pas les allègements. La réduction *ex ante* sur les prélèvements sociaux pour les emplois qualifiés et peu qualifié est reportée dans le tableau 5. L'emploi peu qualifié enregistre une réduction des prélèvements sociaux de près de 5,5%, au sommet des allègements atteint en 1997, et l'emploi qualifié est aussi affecté par les mesures d'allègement avec une baisse sur les cotisations sociales d'environ 1% à la même date.

Nous considérons dans un premier temps les résultats du modèle ne comportant pas les effets volume (avec des élasticités des demandes de facteurs à la conjoncture librement estimées). Dans la mesure où le modèle est à prix exogène, on ne tient pas compte de la baisse de prix consécutif à la baisse des coûts de facteurs pas plus que de l'accroissement de la valeur ajoutée. Par conséquent nos évaluations doivent être considérés comme des minorants.

Les conséquences des mesures d'allègement de cotisations (tableau 4.a) varient entre 137 000 et 319 000 emplois peu qualifiés créés ou sauvegardés suivant l'hypothèse retenue sur la mesure du coût du capital et sur la constance dans le temps de part de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée. Ces résultats sont comparables à ceux obtenus par Laffargue [2000], Audric, Givord et Prost [2000] et Jamet [2003]. Notons toutefois, que les effets sur l'emploi qualifié sont substantiels avec un intervalle de 98 000 à 222 000 emplois détruits. L'effet net sur l'emploi des mesures d'allègement de cotisations reste par conséquent très modéré avec un accroissement net de l'emploi compris entre 40 000 et 100 000 emplois.

Lorsque les prix et la valeur ajoutée sont endogènes (tableau 4.b), les évaluations des mesures d'allègement sont doublement modifiées.

D'une part, les conséquences en matières d'emploi peu qualifié doivent être révisées à la hausse du fait de l'accroissement net de l'élasticité par la prise en compte de la conjoncture :

$$\tilde{\eta}_{Lnq,wq} = \eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lnq,Y} \eta_{Y,wq}$$

avec $\eta_{Y,wq}$ l'élasticité de la demande de bien au coût du travail qualifié mesurant l'augmentation de la demande de biens induite par une réduction du coût du travail qualifié compte tenu des équations (7) et (8) de l'annexe théorique.

L'élasticité complète de la demande de travail peu qualifié au coût du travail qualifié se compose de l'effet substitution mesuré par $\eta_{Lnq,wq}$ et de l'effet volume induit par la réduction de coût. Cette dernière réduit les prix ce qui accroît la demande de bien adressée au secteur bénéficiant des mesures d'allègements ($\eta_{Lnq,Y} \eta_{Y,wq}$). Si on reprend

les évaluations réalisées à partir des résultats du tableau 3.b, on parvient à

$$\begin{aligned}\tilde{\eta}_{Lnq,wnq} &= \eta_{Lnq,wnq} + \eta_{Lnq,Y}\eta_{Y,wnq} = -(\eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lnq,ck}) + \eta_{Lnq,Y}(\eta_{Y,pva} * \eta_{p,wnq}) \\ &= -(\eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lnq,ck}) + \eta_{Lnq,Y}\left(\eta_{D,p} * \frac{S_{Lnq}}{S_{Lnq} + S_{Lq}}\right) = -(2.39 - 0.07) + 0.32(-0.57 * 0.2) = -2.36\end{aligned}$$

Dans la mesure où la réduction *ex ante* de cotisations de 5,57% sur l'emploi peu qualifié en 1997 n'implique *ex post* qu'une réduction de 3,32% du coût du travail peu qualifié à la même date, l'effet sur l'emploi peu qualifié est alors de $-3.32\% * \tilde{\eta}_{Lnq,wnq} = 7.8\%$. Compte tenu des effectifs peu qualifiés à cette date (2 500 000 emplois) on parvient à 200 000 emplois créés ou sauvegardés. Toutefois, la réduction du coût du travail peu qualifié atténue cet effet initial. Suivant un calcul analogue, la baisse *ex poste* de -1.08% compte tenu d'une élasticité complète du travail peu qualifié au coût du travail peu qualifié de

$$\begin{aligned}\tilde{\eta}_{Lnq,wq} &= \eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lnq,Y}\eta_{Y,wq} = \eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lnq,Y}(\eta_{Y,pva} * \eta_{p,wnq}) \\ &= \eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lnq,Y}\left(\eta_{D,p} * \frac{S_{Lq}}{S_{Lnq} + S_{Lq}}\right) = 2.39 + 0.32(-0.57 * 0.8) = 2.24\end{aligned}$$

provoque une baisse de l'emploi peu qualifié de 2.42% ($-1.08\% * 2.24$). L'effet net est alors de $7.8\% - 2.42\% = 5.4\%$ soit approximativement 140 000 emplois peu qualifiés créés ou sauvegardés par les mesures d'allègement du coût du travail.

D'autre part, la plus grande sensibilité au coin salarial composé des termes de l'échange intérieur et du taux de cotisation, atténue l'impact des mesures d'allègement sur le coût du travail. Les mesures d'allègement de cotisations (-5,5% en 1997) ont un effet près de deux fois plus faible sur le coût du travail (entre -2,7 et -3,3).

En dépit de l'effet positif sur les créations d'emplois peu qualifiés exercé par les effets volume, la faiblesse de la réduction du coût du travail peu qualifié imputable à la forte sensibilité des salaires des travailleurs qualifiés au coin salarial a pour conséquence de réduire les créations d'emplois peu qualifiés à la suite des mesures d'allègements. Les mesures d'allègement du coût du travail auraient au total accru de 118 000 à 140 000 le nombre d'emplois peu qualifiés en 1997. -En outre, les phénomènes de substitution dominant aussi assez largement les effets volumes induits par la réduction des cotisations. Ainsi les mesures d'allègement du coût du travail auraient réduit de 41 000 à 76 000 les emplois qualifiés en 1997. L'effet net sur l'emploi total reste modéré avec 60 000 à 80 000 emplois supplémentaires en 1997 du fait des mesures d'allègement sur le coût du travail.

Conclusions

Nos résultats établis sur des données sectorielles et temporelles suggèrent finalement que les effets volume associés aux baisses de cotisations sociales auraient été sur-estimés par les travaux précédents, en particulier par Crépon et Desplatz [2001] et que les effets de substitution auraient été en revanche sous-estimés. Les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires auraient ainsi produit un effet beaucoup plus important sur la structure de l'emploi par qualification que sur le niveau de l'emploi agrégé. Ils expliqueraient l'essentiel de la progression de la part de l'emploi peu qualifié depuis 1992 mais une partie beaucoup plus faible de la progression des effectifs peu qualifiés et de l'emploi total.

Notre évaluation des effets sur l'emploi peu qualifié est un peu plus faible mais reste très proche de celle obtenue par de nombreuses études antérieures (cf. annexe 3 pour un survol et une comparaison). En revanche, notre étude conduit à un effet plus négatif sur l'emploi qualifié ce qui explique qu'au total l'effet sur l'emploi parait être moins favorable.

Si les baisses de cotisations sociales ont des effets modérés sur l'emploi, c'est surtout parce qu'il y a loin d'une baisse de cotisations à une baisse du coût du travail. D'après nos estimations, l'effet potentiel sur le coût du travail est divisé par deux par l'intermédiaire de relais macroéconomiques variés, notamment l'action des termes de l'échange intérieur (la baisse des prix de vente liée aux allègements de cotisations renchérit le coût du travail réel), ou encore parce que les cotisations sociales sont en partie considérées comme des éléments de revenu différés par les salariés ce qui soutient la hausse des salaires nets. Les diverses générations successives de baisses de cotisations sociales ont d'ailleurs souvent coïncidé avec des hausses du salaire minimum. Ces effets induits sur la formation des salaires n'ont pas été considérés par les études antérieures utilisant des données rétrospectives. L'effet modeste des mesures d'allègement tient aussi à la faiblesse des élasticités prix de la demande de biens.

Tableau 1.a : système de demande de facteur en taux de croissance sur un panel sectoriel en NAF 16 postes avec un coût du capital calculé avec un taux d'intérêt nominal identique suivant les secteurs et des parts de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée constantes au niveau sectoriel. Modèle avec effets fixes sectoriels.

Coefficient	Modèle sans prise en compte de la conjoncture	Modèle avec prise en compte de la conjoncture	Modèle avec des élasticités à la conjoncture unitaires
$\eta_{Lnq,vq}$	0.35 (2.96)	0.38 (3.27)	0.35 (3.02)
$\eta_{Lnq,ck}$	-0.09 (-2.03)	-0.09 (-1.99)	-0.16 (-2.58)
$\eta_{Lq,ck}$	0.006 (0.56)	0.006 (0.58)	0.02 (1.56)
$\eta_{Lnq,Y}$	0 (--)	0.42 (2.07)	1 (--)
$\eta_{Lq,Y}$	0 (--)	0.13 (1.88)	1 (--)
$\eta_{K,Y}$	0 (--)	0.05 (1.80)	1 (--)
α_{nq} hétérogène			
α_q hétérogène			
α_k hétérogène			
RMSE ΔLnq	0.101	0.100	0.101
RMSE ΔLq	0.035	0.034	0.048
RMSE ΔK	0.014	0.014	0.039
Log vraisemblance	1222.48	1233.34	1005.87

Tableau 1.b : système de demande de facteur en taux de croissance sur un panel sectoriel en NAF 16 postes avec un coût du capital calculé avec un taux d'intérêt nominal identique suivant les secteurs et des parts de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée variables au niveau sectoriel. Modèle avec effets fixes sectoriels.

Coefficient	Modèle sans prise en compte de la conjoncture	Modèle avec prise en compte de la conjoncture	Modèle avec des élasticités à la conjoncture unitaires
$\eta_{Lnq,wq}$	0.30 (2.50)	0.33 (2.79)	0.31 (2.61)
$\eta_{Lnq,ck}$	-0.07 (-1.50)	-0.07 (-1.46)	-0.16 (-2.58)
$\eta_{Lq,ck}$	-0.001 (-0.08)	-0.001 (-0.05)	0.02 (1.52)
$\eta_{Lnq,y}$	0 (--)	0.42 (2.00)	1 (--)
$\eta_{Lq,y}$	0 (--)	0.14 (1.86)	1 (--)
$\eta_{K,y}$	0 (--)	0.05 (1.77)	1 (--)
α_{nq} hétérogène			
α_q hétérogène			
α_k hétérogène			
RMSE ΔLnq	0.101	0.100	0.101
RMSE ΔLq	0.035	0.035	0.048
RMSE ΔK	0.014	0.014	0.039
Log vraisemblance	1222	1232	1006

Tableau 1.c : système de demande de facteur en taux de croissance sur un panel sectoriel en NAF 16 postes avec un coût du capital calculé sous l'hypothèse d'un taux de marge constant et des parts de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée constantes au niveau sectoriel. Modèle avec effets fixes sectoriels.

Coefficient	Modèle sans prise en compte de la conjoncture	Modèle avec prise en compte de la conjoncture	Modèle avec des élasticités à la conjoncture unitaires
$\eta_{Lnq,wq}$	0.32 (2.71)	0.35 (2.97)	0.33 (2.79)
$\eta_{Lnq,ck}$	0.015 (0.42)	-0.023 (-0.54)	-0.03 (-0.51)
$\eta_{Lq,ck}$	-0.001 (-0.09)	0.009 (0.75)	0.006 (0.43)
$\eta_{Lnq,y}$	0 (--)	0.46 (1.96)	1 (--)
$\eta_{Lq,y}$	0 (--)	0.12 (1.55)	1 (--)
$\eta_{K,y}$	0 (--)	0.06 (1.77)	1 (--)
α_{nq} hétérogène			
α_q hétérogène			
α_k hétérogène			
RMSE ΔLnq	0.102	0.102	0.104
RMSE ΔLq	0.035	0.035	0.048
RMSE ΔK	0.014	0.014	0.039
Log vraisemblance	1219.73	1230.76	1001.40

Tableau 2.a : système de demande de facteur en taux de croissance sur un panel sectoriel en NAF 16 postes avec un coût du capital calculé avec un taux d'intérêt nominal identique suivant les secteurs et des parts de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée constantes au niveau sectoriel.

Coefficient	Modèle sans prise en compte de la conjoncture	Modèle avec prise en compte de la conjoncture	Modèle avec des élasticités à la conjoncture unitaires
$\eta_{Lnq,wq}$	0.38 (3.39)	0.41 (3.70)	0.38 (3.40)
$\eta_{Lnq,ck}$	-0.11 (-2.35)	-0.11 (-2.29)	-0.17 (-3.08)
$\eta_{Lq,ck}$	-0.014 (1.21)	0.014 (1.17)	0.03 (1.91)
$\eta_{Lnq,y}$	0 (--)	0.47 (2.49)	1 (--)
$\eta_{Lq,y}$	0 (--)	0.13 (1.86)	1 (--)
$\eta_{K,y}$	0 (--)	0.06 (2.03)	1 (--)
α_{nq}	-0.029 (-3.87)	-0.037 (-4.80)	-0.049 (-6.58)
α_q	0.008 (3.04)	0.006 (1.86)	-0.01 (-2.58)
α_k	0.036 (28.30)	0.035 (25.17)	0.018 (6.40)
RMSE ΔLnq	0.104	0.103	0.104
RMSE ΔLq	0.038	0.038	0.051
RMSE ΔK	0.018	0.018	0.041
Log vraisemblance	1114.97	1223.44	935.88

Tableau 2.b : système de demande de facteur en taux de croissance sur un panel sectoriel en NAF 16 postes avec un coût du capital calculé avec un taux d'intérêt nominal identique suivant les secteurs et des parts de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée variables au niveau sectoriel.

Coefficient	Modèle sans prise en compte de la conjoncture	Modèle avec prise en compte de la conjoncture	Modèle avec des élasticités à la conjoncture unitaires
$\eta_{Lnq,wq}$	0.34 (3.00)	0.37 (3.31)	0.35 (3.03)
$\eta_{Lnq,ck}$	-0.09 (-1.94)	-0.09 (-1.87)	-0.18 (-3.22)
$\eta_{Lq,ck}$	-0.007 (0.64)	0.007 (0.61)	0.03 (1.81)
$\eta_{Lnq,Y}$	0 (--)	0.47 (2.45)	1 (--)
$\eta_{Lq,Y}$	0 (--)	0.13 (1.85)	1 (--)
$\eta_{K,Y}$	0 (--)	0.06 (2.02)	1 (--)
α_{nq}	-0.028 (-3.74)	-0.036 (-4.65)	-0.049 (-6.63)
α_q	0.008 (2.92)	0.005 (1.76)	-0.01 (-2.60)
α_k	0.036 (28.57)	0.035 (25.34)	0.018 (6.42)
RMSE ΔLnq	0.104	0.103	0.104
RMSE ΔLq	0.038	0.038	0.051
RMSE ΔK	0.018	0.018	0.041
Log vraisemblance	1114	1222	935

Tableau 2.c : système de demande de facteur en taux de croissance sur un panel sectoriel en NAF 16 postes avec un coût du capital calculé sous l'hypothèse d'un taux de marge constant et des parts de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée constantes au niveau sectoriel.

Coefficient	Modèle sans prise en compte de la conjoncture	Modèle avec prise en compte de la conjoncture	Modèle avec des élasticités à la conjoncture unitaires
$\eta_{Lnq,wq}$	0.36 (3.17)	0.38 (3.38)	0.37 (3.15)
$\eta_{Lnq,ck}$	0.04 (0.96)	0.01 (0.23)	-0.01 (-0.23)
$\eta_{Lq,ck}$	-0.007 (-0.62)	0.003 (0.25)	0.004 (0.34)
$\eta_{Lnq,y}$	0 (--)	0.46 (2.20)	1 (--)
$\eta_{Lq,y}$	0 (--)	0.12 (1.68)	1 (--)
$\eta_{K,y}$	0 (--)	0.07 (1.96)	1 (--)
α_{nq}	-0.022 (-3.06)	-0.031 (-3.73)	-0.042 (-5.54)
α_q	0.007 (2.71)	0.005 (1.68)	-0.01 (-2.84)
α_k	0.035 (28.86)	0.034 (24.29)	0.018 (6.34)
RMSE ΔLnq	0.105	0.104	0.106
RMSE ΔLq	0.038	0.038	0.052
RMSE ΔK	0.018	0.017	0.041
Log vraisemblance	1113	1221	931.00

Tableau 3.a : système de demande de facteur (en termes d'élasticités prix) , formation des salaires en niveaux, prix et valeur ajoutée sur un panel sectoriel en NAF 16 postes avec un coût du capital calculé avec un taux d'intérêt nominal identique suivant les secteurs et des parts de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée constantes dans le temps. Modèle avec effets fixes sectoriels.

Coefficient	Modèle sans prise en compte de la conjoncture	Modèle avec prise en compte de la conjoncture	Modèle avec des élasticités à la conjoncture unitaires
Equations de demande de facteur			
$\eta_{Lnq,swq}$	0.67 (1.19)	2.41 (3.10)	0.79 (1.15)
$\eta_{Lnq,ck}$	-0.04 (-0.47)	0.13 (1.00)	0.013 (0.09)
$\eta_{Lq,ck}$	0.09 (2.41)	0.004 (0.16)	0.09 (2.24)
$\eta_{Lnq,y}$	0 (--)	0.51 (0.77)	1 (--)
$\eta_{Lq,y}$	0 (--)	0.40 (1.70)	1 (--)
$\eta_{K,y}$	0 (--)	0.54 (1.65)	1 (--)
α_{nq}	-0.018 (-3.16)	-0.019 (-1.97)	-0.027 (-3.95)
α_q	0.019 (10.54)	0.010 (2.91)	-0.006 (2.97)
α_k	0.034 (16.45)	0.029 (6.64)	0.019 (8.03)
Equation de salaire des emplois peu qualifiés			
$\beta_1 [y - lnq]$	0.19 (2.21)		
$\beta_3 [pva - pc]$	0.28 (1.84)	1.22 (4.78)	0.32 (2.23)
$\beta_4 [\ln(1 + tcotnq)]$		-0.78 (-3.33)	
$\beta_6 [t]$	-0.006 (-1.75)	-0.005 (-2.52)	-0.001 (-0.50)
Equation de salaire des emplois qualifiés			
$\lambda_1 [y - lq]$	0.056 (1.15)	0.34 (3.32)	
$\lambda_3 [pva - pc]$	0.44 (2.16)	0.29 (3.57)	0.10 (1.17)
$\lambda_4 [\ln(1 + tcotq)]$	-0.43 (-2.03)		
$\lambda_5 [t]$		-0.003 (-2.41)	-0.002 (-1.37)
Equation de prix			
$\eta_{D,p}$	-0.60 (-5.70)	-0.57 (-4.69)	-0.37 (-3.23)
RMSE Lnq	0.218	0.228	0.227

RMSE Lq		0.101	0.110	0.128
RMSE K		0.065	0.074	0.098
RMSE wnq		0.042	0.161	0.051
RMSE wq		0.055	0.033	0.025
RMSE pva		0.129	0.129	0.129
RMSE Y		0.073	0.072	0.069
Log vraisemblance		2164	2181	2160
Tests de cointégration de Pedroni (H_0 : (absence de relation de cointégration))				
Statistique	Eq.	Valeur calculée		
Panel ν	Lnq	-6.58 ***	-6.59 ***	-6.61 ***
	Lq	-6.74 ***	-6.77 ***	-6.81 ***
	Lk	-6.71 ***	-6.76 ***	-6.79 ***
	wnq	-7.14 ***	-7.15 ***	-7.20 ***
	Wq	-6.78 ***	-6.80 ***	-6.84 ***
	pva	-5.66 ***	-5.66 ***	-5.66 ***
	Y	-5.05 ***	-4.99 ***	-4.73 ***
Panel ρ	Lnq	7.31 ***	6.91 ***	7.26 ***
	Lq	7.59 ***	7.68 ***	7.63 ***
	Lk	7.62 ***	7.55 ***	7.39 ***
	wnq	8.22 ***	8.12 ***	8.01 ***
	Wq	7.26 ***	7.53 ***	7.51 ***
	pva	5.50 ***	5.50 ***	5.50 ***
	Y	4.92 ***	4.91 ***	4.91 ***
Panel t - Statistique (non paramétrique)	Lnq	11.36 ***	9.97 ***	11.09 ***
	Lq	12.60 ***	13.10 ***	12.96 ***
	Lk	12.81 ***	12.46 ***	11.89 ***
	wnq	13.33 ***	12.93 ***	12.54 ***
	Wq	11.29 ***	12.50 ***	12.48 ***
	pva	8.37 ***	8.37 ***	8.37 ***
	Y	6.64 ***	6.62 ***	6.77 ***
Panel t - Statistique (paramétrique)	Lnq	-57.50 ***	-90.03 ***	-61.40 ***
	Lq	-181.79 ***	-116.36 ***	-120.56 ***
	Lk	-172.63 ***	-217.98 ***	-226.67 ***
	wnq	-292.16 ***	-333.31 ***	-372.14 ***
	Wq	-539.26 ***	-148.70 ***	-193.00 ***
	Pva	-72.70 ***	-72.70 ***	-72.70 ***
	Y	-168.65 ***	-166.49 ***	-149.03 ***

Rejet au seuil de 10% (*), de 5% (**) et de 1% (***)

Tableau 3.b : système de demande de facteur (en termes d'élasticités prix) , formation des salaires en niveaux, prix et valeur ajoutée sur un panel sectoriel en NAF 16 postes avec un coût du capital calculé avec un taux d'intérêt nominal identique suivant les secteurs et des parts de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée variables dans le temps. Modèle avec effets fixes sectoriels.

Coefficient	Modèle sans prise en compte de la conjoncture	Modèle avec prise en compte de la conjoncture	Modèle avec des élasticités à la conjoncture unitaires
Equations de demande de facteur			
$\eta_{Lnq, wq}$	2.21 (7.89)	2.39 (8.59)	2.23 (7.16)
$\eta_{Lnq, ck}$	-0.07 (-3.84)	-0.07 (-3.67)	-0.08 (-4.10)
$\eta_{Lq, ck}$	0.014 (2.41)	0.018 (2.60)	0.021 (3.15)
$\eta_{Lnq, y}$	0 (--)	0.32 (0.55)	1 (--)
$\eta_{Lq, y}$	0 (--)	0.09 (0.30)	1 (--)
$\eta_{K, y}$	0 (--)	0.59 (1.99)	1 (--)
α_{nq}	-0.019 (-3.56)	-0.023 (-3.03)	-0.031 (-6.50)
α_q	0.008 (4.18)	0.006 (1.51)	-0.0013 (-0.64)
α_k	0.035 (26.44)	0.028 (7.15)	0.024 (14.86)
Equation de salaire des emplois peu qualifiés			
$\beta_1 [y - lnq]$	0.02 (0.37)		
$\beta_3 [pva - pc]$	0.33 (2.52)	0.87 (5.62)	0.38 (2.88)
$\beta_4 [\ln(1 + tcotnq)]$		-0.65 (-4.05)	
$\beta_6 [t]$	-0.0024 (-1.14)	-0.004 (-2.36)	-0.003 (-1.39)
Equation de salaire des emplois qualifiés			
$\lambda_1 [y - lq]$	0.11 (2.95)	0.15 (3.84)	0.18 (2.13)
$\lambda_2 [lq]$			0.08 (1.64)
$\lambda_3 [pva - pc]$		0.25 (3.81)	
$\lambda_5 [t]$		-0.0032 (-2.89)	
Equation de prix			
$\eta_{D, p}$	-0.58 (-5.50)	-0.57 (-4.24)	-0.57 (-5.09)
RMSE Lnq	0.231	0.231	0.236

RMSE Lq		0.102	0.103	0.136
RMSE K		0.066	0.076	0.100
RMSE wnq		0.051	0.123	0.061
RMSE wq		0.024	0.029	0.028
RMSE pva		0.135	0.135	0.135
RMSE Y		0.072	0.072	0.072
Log vraisemblance		2239	2269	2232
Tests de cointégration de Pedroni (H_0 : (absence de relation de cointégration))				
Statistique	Eq.	Valeur calculée		
Panel ν	Lnq	-6.59 ***	-6.60 ***	-6.62 ***
	Lq	-6.74 ***	-6.74 ***	-6.82 ***
	Lk	-6.72 ***	-6.76 ***	-6.81 ***
	wnq	-7.15 ***	-7.16 ***	-7.20 ***
	Wq	-6.79 ***	-6.81 ***	-6.84 ***
	pva	-5.69 ***	-5.69 ***	-5.69 ***
	Y	-5.03 ***	-5.00 ***	-4.99 ***
Panel ρ	Lnq	7.05 ***	6.98 ***	7.02 ***
	Lq	7.60 ***	7.61 ***	7.66 ***
	Lk	7.66 ***	7.56 ***	7.50 ***
	wnq	8.34 ***	8.20 ***	8.16 ***
	Wq	7.36 ***	7.58 ***	7.63 ***
	pva	5.48 ***	5.48 ***	5.48 ***
	Y	4.91 ***	4.91 ***	4.91 ***
Panel t - Statistique (non paramétrique)	Lnq	10.38 ***	10.08 ***	10.20 ***
	Lq	12.54 ***	12.58 ***	13.00 ***
	Lk	12.97 ***	12.52 ***	12.30 ***
	wnq	12.94 ***	13.26 ***	13.16 ***
	Wq	11.61 ***	12.63 ***	12.93 ***
	pva	8.26 ***	8.26 ***	8.27 ***
	Y	6.63 ***	6.63 ***	6.63 ***
Panel t - Statistique (paramétrique)	Lnq	-85.03 ***	-91.75 ***	-86.68 ***
	Lq	-261.52 ***	-241.16 ***	-107.69 ***
	Lk	-193.23 ***	-225.14 ***	-218.55 ***
	wnq	-356.20 ***	-343.60 ***	-308.92 ***
	Wq	-603.59 ***	-211.22 ***	-109.55 ***
	Pva	-77.98 ***	-77.98 ***	-77.98 ***
	Y	-167.77 ***	-166.67 ***	-166.48 ***

Rejet au seuil de 10% (*), de 5% (**) et de 1% (***)

Tableau 3.c : système de demande de facteur (en termes d'élasticités prix), formation des salaires en niveaux, prix et valeur ajoutée sur un panel sectoriel en NAF 16 postes avec un coût du capital calculé sous l'hypothèse d'un taux de marge constant et des parts de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée moyennes au niveau sectoriel. Modèle avec effets fixes sectoriels.

Coefficient	Modèle sans prise en compte de la conjoncture	Modèle avec prise en compte de la conjoncture	Modèle avec des élasticités à la conjoncture unitaires
Equations de demande de facteur			
$\eta_{Lnq, wq}$	1.14 (2.22)	2.06 (3.09)	0.71 (2.13)
$\eta_{Lnq, ck}$	-0.04 (-0.36)	0.10 (0.59)	0.12 (0.78)
$\eta_{Lq, ck}$	-0.042 (-1.20)	-0.056 (-1.57)	-0.08 (-2.02)
$\eta_{Lnq, y}$	0 (--)	0.52 (0.64)	1 (--)
$\eta_{Lq, y}$	0 (--)	0.61 (3.46)	1 (--)
$\eta_{K, y}$	0 (--)	0.56 (1.57)	1 (--)
α_{nq}	-0.018 (-3.16)	-0.021 (-1.56)	-0.025 (-4.14)
α_q	0.015 (10.28)	0.006 (2.14)	0.001 (1.04)
α_k	0.039 (24.48)	0.031 (5.99)	0.026 (11.40)
Equation de salaire des emplois peu qualifiés			
$\beta_1 [y - lnq]$	0.10 (1.29)		
$\beta_3 [pva - pc]$	0.34 (2.06)	1.24 (4.61)	0.49 (2.70)
$\beta_4 [\ln(1 + tcotnq)]$		-0.79 (-3.21)	
$\beta_6 [t]$	-0.004 (-1.40)	-0.005 (-2.65)	-0.003 (-1.33)
Equation de salaire des emplois qualifiés			
$\lambda_1 [y - lq]$	0.11 (.2.21)	0.41 (3.29)	0.88 (2.54)
$\lambda_2 [lq]$			0.14 (2.10)
$\lambda_3 [pva - pc]$		0.27 (3.30)	
$\lambda_5 [t]$		-0.002 (-1.99)	
Equation de prix			
$\eta_{D, p}$	-0.58 (-5.60)	-0.50 (-4.08)	-0.44 (-4.07)
RMSE Lnq	0.221	0.224	0.226

RMSE Lq		0.103	0.116	0.131
RMSE K		0.068	0.078	0.103
RMSE wnq		0.043	0.163	0.069
RMSE wq		0.024	0.038	0.104
RMSE pva		0.129	0.129	0.129
RMSE Y		0.072	0.070	0.070
Log vraisemblance		2161	2182	2164
Tests de cointégration de Pedroni (H_0 : (absence de relation de cointégration))				
Statistique	Eq.	Valeur calculée		
Panel ν	Lnq	-6.71 ***	-6.69 ***	-6,72 ***
	Lq	-6.79 ***	-6.82 ***	-6,83 ***
	Lk	-6.77 ***	-6.79 ***	-6,82 ***
	wnq	-7.16 ***	-7.17 ***	-7,21 ***
	Wq	-6.78 ***	-6.81 ***	-6,84 ***
	pva	-5.66 ***	-5.66 ***	-5,66 ***
	Y	-5.02 ***	-4.82 ***	-4,80 ***
Panel ρ	Lnq	7.46 ***	7.25 ***	7,34 ***
	Lq	7.65 ***	7.79 ***	7,79 ***
	Lk	7.67***	7.49 ***	7,36 ***
	wnq	8.24 ***	8.05 ***	7,97 ***
	Wq	7.31 ***	7.42 ***	7,43 ***
	pva	5.50 ***	5.50 ***	5,50 ***
	Y	4.92 ***	4.89***	4,89 ***
Panel t - Statistique (non paramétrique)	Lnq	12.87 ***	11.49 ***	11,64 ***
	Lq	12.87 ***	13.74 ***	13,76 ***
	Lk	13.02 ***	12.22 ***	11,70 ***
	wnq	13.35 ***	12.58 ***	12,38 ***
	Wq	11.42 ***	12.05 ***	12,16 ***
	pva	8.37 ***	8.37 ***	8,37 ***
	Y	6.63 ***	6.62 ***	6,55 ***
Panel t - Statistique (paramétrique)	Lnq	-53.09 ***	-70.72 ***	-66.70 ***
	Lq	-171.80 ***	-36.75 ***	-0.27
	Lk	-204.93 ***	-248.44 ***	-272.48 ***
	wnq	-435.20 ***	-378.60 ***	-389.16 ***
	Wq	-623.44 ***	-254.72***	-242.48 ***
	Pva	-72.70***	-72.70 ***	-72.70 ***
	Y	-167.52 ***	-143.87 ***	-156.31 ***

Rejet au seuil de 10% (*), de 5% (**) et de 1% (***)

Tableau 4.a : Incidence des mesures d'allégement de cotisations sociales (hors effets volume).

An	Cotisati on peu qualifié	Cotisati on qualifié												
			Wnq	Wq	Lnq	Lq	wnq	wq	Lnq	Lq	wnq	wq	Lnq	Lq
1992	-0,07%	-0,03%	-0,07%	-0,03%	1 200	-500	-0,08%	-0,03%	2 500	-1 600	-0,08%	-0,03%	1 700	-1 000
1993	-1,20%	-0,17%	-1,26%	-0,16%	36 300	-22 800	-1,33%	-0,12%	82 800	-52 900	-1,29%	-0,15%	49 200	-31 700
1994	-1,71%	-0,27%	-1,82%	-0,25%	49 900	-32 400	-1,91%	-0,20%	113 900	-75 000	-1,85%	-0,25%	67 900	-45 400
1995	-2,24%	-0,28%	-2,40%	-0,26%	66 200	-45 600	-2,54%	-0,19%	150 400	-100 500	-2,44%	-0,25%	89 500	-62 300
1996	-4,70%	-0,69%	-5,13%	-0,65%	132 200	-92 500	-5,41%	-0,52%	306 300	201 900	-5,22%	-0,63%	179 200	-129 500
1997	-5,35%	-0,99%	-5,81%	-0,94%	137 700	-97 900	-6,14%	-0,79%	318 800	-221 600	-5,90%	-0,91%	187 800	-140 000
1998	-5,16%	-0,97%	-5,54%	-0,92%	127 800	-93 200	-5,85%	-0,77%	296 600	-213 500	-5,63%	-0,90%	174 900	-134 600
1999	-4,58%	-1,07%	-4,94%	-1,04%	103 100	-78 600	-5,19%	-0,91%	228 700	-185 900	-5,01%	-1,03%	138 100	-118 000

Tableau 4.b : Incidence des mesures d'allégement de cotisations sociales (avec effets volume).

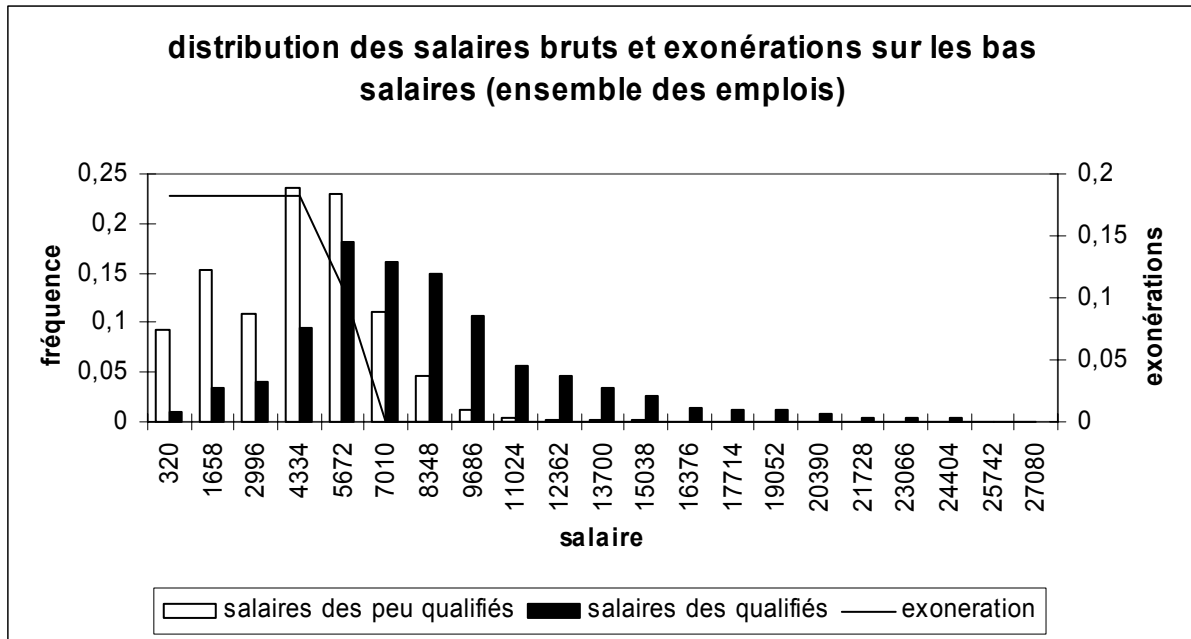
An	Cotisati on peu qualifié	Cotisati on qualifié	Tableau 3.a				Tableau 3.b				Tableau 3.c			
			wnq	Wq	Lnq	Lq	wnq	wq	Lnq	Lq	Wnq	wq	Lnq	Lq
1992	-0,07%	-0,03%	-0,07%	-0,03%	3 100	-600	-0,07%	-0,04%	1 700	- 700	-0,07%	-0,03%	2 600	- 300
1993	-1,20%	-0,17%	-0,53%	-0,14%	29 800	-13 400	-0,67%	-0,18%	31 800	-18 100	-0,52%	-0,14%	24 700	-9 800
1994	-1,71%	-0,27%	-0,80%	-0,23%	43 900	-19 100	-0,99%	-0,28%	45 600	-25 800	-0,79%	-0,22%	36 500	-13 800
1995	-2,24%	-0,28%	-0,94%	-0,22%	53 500	-26 200	-1,22%	-0,29%	58 900	-34 400	-0,91%	-0,22%	43 800	-19 600
1996	-4,70%	-0,69%	-2,14%	-0,59%	115 900	-53 900	-2,69%	-0,75%	124 400	69 900	-2,09%	-0,59%	96 100	-39 500
1997	-5,35%	-0,99%	-2,76%	-0,89%	142 900	-59 700	-3,32%	-1,08%	140 400	-78 500	-2,70%	-0,89%	118 000	-42 400
1998	-5,16%	-0,97%	-2,69%	-0,88%	136 500	-58 100	-3,21%	-1,06%	134 600	-76 100	-2,63%	-0,88%	114 500	-41 100
1999	-4,58%	-1,07%	-2,69%	-1,03%	118 100	-50 800	-3,07%	-1,21%	112 500	-66 500	-2,64%	-1,03%	99 400	-34 500

Tableau 5 : Evaluation des mesures d'allègement du coût du travail

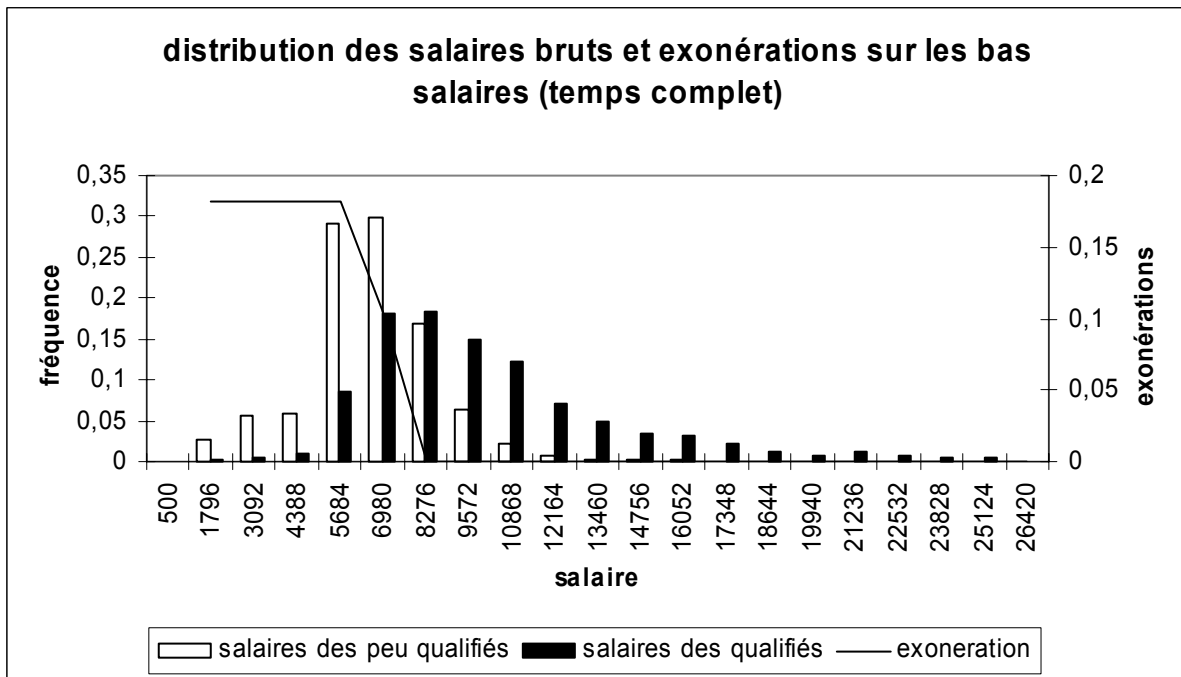
	effet ex ante sur les cotisations	Qualifié	-1,0
		Peu qualifié	-5,35
Effet sur le pouvoir d'achat du salaire	via le taux de cotisations	Qualifié	
		Peu qualifié : β_4 *effet sur le taux de cotisation ($\beta_4 = -0.65$)	3,46
	via les termes de l'échange	Qualifié : λ_3 *effet sur le prix de VA ($\lambda_3 = 0.25$)	-0,31
		Peu qualifié : β_3 *effet sur le prix de VA ($\beta_3 = 0.87$)	-1,06
	via la productivité	Qualifié : λ_1 *effet sur l'activité net de l'effet sur l'emploi ($\lambda_1 = 0.14$)	0,21
		Peu qualifié	
	agrégation	Qualifié	0,02
		Peu qualifié	-0,15
	effet net	Qualifié	-0,08
		Peu qualifié	2,24
Effet sur le coût réel du travail		Qualifié : Effet sur le pouvoir d'achat du salaire - effet sur pva + effet sur le taux de cotisation	0,12
		Peu qualifié : Effet sur le pouvoir d'achat du salaire - effet sur pva + effet sur le taux de cotisation	-1,93
Effet sur la demande de travail	via le coût du travail peu qualifié	Qualifié : $\eta_{Lq,wnq}$ *effet sur le coût réel=0.39* effet sur le coût réel	-0,83
		Peu qualifié : $-(\eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lnq,ck})$ *effet sur le coût réel=-2.32*effet sur le coût réel	4,47
	via le coût du travail qualifié	Qualifié : $-(\eta_{Lq,wnq} + \eta_{Lnq,ck})$ *effet sur le coût réel=-0.41 *effet sur le coût réel	-0,05
		Peu qualifié : $\eta_{Lnq,wq}$ *effet sur le coût réel= 2.39*effet sur le coût réel	0,28
	via le coût du capital	Qualifié : $\eta_{Lq,ck}$ *effet sur le coût réel=0.018*effet sur le coût réel	0,02
		Peu qualifié : $\eta_{Lnq,wq}$ *effet sur le coût réel= -0.07*effet sur le coût réel	-0,09
	via l'activité	Qualifié : $\eta_{Lq,Y}$ *effet sur Y=0. 09 * effet sur Y	0,06
		Peu qualifié : $\eta_{Lnq,Y}$ *effet sur Y=0. 32* effet sur Y	0,22
	agrégation	Qualifié	0,09
		Peu qualifié	-0,14
	effet net	Qualifié	-0,72
		Peu qualifié	4,73
Pva		0.43*effet sur le coût du travail qualifié+0.07*effets sur le coût du travail peu qualifié=-0.43*1.36-0.07*3.28	-1,22
Y		-0.57*effet sur Pva	0,7

	effet ex ante sur les cotisations	Qualifié	-1%	
		Peu qualifié	-5.65%	
Effet sur le pouvoir d'achat du salaire	via le taux de cotisations	Qualifié		
		Peu qualifié	+3.6%	
			β_4 *effet sur le taux de cotisation ($\beta_4 = -0.65$)	
	via les termes de l'échange	Qualifié	λ_3 *effet sur le prix de VA ($\lambda_3 = 0.25$)	-0.31%
		Peu qualifié	β_3 *effet sur le prix de VA ($\beta_3 = 0.87$)	-1.06%
	via la productivité	Qualifié	λ_1 *effet sur l'activité net de l'effet sur l'emploi ($\lambda_1 = 0.14$)	-0.014%
		Peu qualifié		
	agrégation	Qualifié		+0.21%
		Peu qualifié		-0.47%
	effet net	Qualifié		-0.09 %
Peu qualifié			+2.07%	
Effet sur le coût réel du travail		Qualifié	Effet sur le pouvoir d'achat du salaire - effet sur pva + effet sur le taux de cotisation	0.14%
		Peu qualifié	Effet sur le pouvoir d'achat du salaire - effet sur pva + effet sur le taux de cotisation	-2.06%
Effet sur la demande de travail	via le coût du travail peu qualifié	Qualifié :	$\eta_{Lq,wnq}$ *effet sur le coût réel=0.39* effet sur le coût réel	-0.80%
		Peu qualifié :	$-(\eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lnq,ck})$ *effet sur le coût réel=-2.32*effet sur le coût réel	4.77%
	via le coût du travail qualifié	Qualifié :	$-(\eta_{Lq,wnq} + \eta_{Lnq,ck})$ *effet sur le coût réel=-0.41*effet sur le coût réel	0.06%
		Peu qualifié :	$\eta_{Lnq,wq}$ *effet sur le coût réel= 2.39*effet sur le coût réel	-0.33%
	via l'activité	Qualifié :	$\eta_{Lq,Y}$ *effet sur Y=0. 09 * effet sur Y	0.06%
		Peu qualifié :	$\eta_{Lnq,Y}$ *effet sur Y=0. 32* effet sur Y	0.22%
	agrégation	Qualifié		-0.1%
		Peu qualifié		-0.47%
	effet net	Qualifié		-0.78%
		Peu qualifié		4.19%
Pva		0.43*effet sur le coût du travail qualifié+0.07*effets sur le coût du travail peu qualifié=-0.43*1.36-0.07*3.28	-1.22%	
Y		-0.57*effet sur Pva	0.7%	

Graphique 1 : distribution des salaires en 1997 et mesures d'exonération



Graphique 2 : distribution des salaires en 1997 et mesures d'exonération



Bibliographie

- 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.
- Bisault L., Destival V. et Goux D. [1994] : « Emploi et Chômage des « non qualifiés » en France », *Economie et Statistiques*, 273.
- Burnod G. et Chenu A. [2001] : *Employés qualifiés et non qualifiés : une proposition d'aménagement de la nomenclature des catégories socioprofessionnelles* », *Travail et Emploi*, n° 86, Avril.
- Bonnand M. [2002] : « Les entreprises bénéficiaires des allègements liées à la RTT à la fin juin 2002 », *ACOSS STAT Bilan*, n°4, décembre.
- Chardon O. [2001] : « Les transformations de l'emploi non qualifié depuis vingt ans », *Insee Première*, n° 796, juillet.
- Crépon B. et R. Desplatz [2001] : « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Economie et Statistiques*, 348.
- Gafsi I., Greenan N., L'Horty Y., et Mihoubi F. [2004]. « Allègements de cotisations sociales, biais technologique et biais organisationnel : Une étude empirique sur les déterminants de la demande de travail peu qualifié en France », *Rapport de recherche du Centre d'Etude des Politiques économiques de l'Université d'Evry (EPEE), convention MAR-DARES.*
- Gafsi I., L'Horty Y., Mihoubi F. [2004-a.]. « Emploi peu qualifié et coût du travail : des ruptures qui coïncident ? ». *Document de recherche de l'EPEE, n°04-02.*
- Groen J. et F. Kleibergen [1999] : « Likelihood-Based Cointegration Analysis in Panels of Vector Error Correction Models », *Tinbergen Institute Discussion Paper 99-055/4.*
- Jamet S. [2003] : « Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique », *mimeo DARES.*
- Johansen S. [1995] : « Likelihood-Based Inference in cointegrated Vector Autoregressive Models », *Oxford University Press, Oxford and New-York.*
- Kao C. [1999] : « Spurious Regression and Residuals Based Tests for Cointegration in Panel Data », *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Laffargue J-P. [1996] : « Fiscalité, charges sociales, qualifications et emploi », *Economie et Prévision*, 125, 87-105.
- Laroque G. et B. Salanié [2000] : « Une décomposition du non emploi en France », *Economie et Statistique (manque la référence complète)*
- OFCE [2003] : « L'évaluation des politiques économiques en débat : les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires », *Revue de l'OFCE*, n°85, avril 2003.

Pedroni P. [1999] : « Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors », Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61 Special Issue, 653-70.

Annexe 1

Le modèle estimé

Afin d'adopter un cadre d'analyse le plus général possible (non contingent à une fonction de production ou de coût précise), la demande de facteurs conditionnelle est obtenue en appliquant le Lemme de Shepard.

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{dL_{Lnq}^*}{L_{Lnq}^*} = \eta_{Lnq,wnq} \frac{dwnq}{wnq} + \eta_{Lnq,wq} \frac{dwq}{wq} + \eta_{Lnq,ck} \frac{dck}{ck} + \eta_{Lnq,Y} \frac{dY}{Y} + \alpha_{Lnq} \\ \frac{dL_q^*}{L_q^*} = \eta_{Lq,wnq} \frac{dwnq}{wnq} + \eta_{Lq,wq} \frac{dwq}{wq} + \eta_{Lq,ck} \frac{dck}{ck} + \eta_{Lq,Y} \frac{dY}{Y} + \alpha_{Lq} \\ \frac{dK^*}{K^*} = \eta_{K,wnq} \frac{dwnq}{wnq} + \eta_{K,wq} \frac{dwq}{wq} + \eta_{K,ck} \frac{dck}{ck} + \eta_{K,Y} \frac{dY}{Y} + \alpha_K \end{array} \right. \quad (1)$$

avec :

L_{Lnq} : l'emploi peu qualifié ;

L_q : l'emploi qualifié ;

K : le stock de capital ;

Y : la valeur ajoutée ;

wnq : le coût réel (en référence au prix de la valeur ajoutée) des emplois peu qualifiés ;

wq : le coût réel (en référence au prix de la valeur ajoutée) des emplois qualifiés ;

ck : le coût réel du capital.

Les élasticités prix de la demande $\eta_{i,j}$ (pour $i=Lnq, Lq, K$ et $j=wnq, wq, ck$) mesurent les modifications de la demande du facteur i à la suite d'une augmentation du coût du facteur j , toutes choses étant égales par ailleurs. Elles doivent satisfaire aux contraintes suivantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} \eta_{Lnq,wnq} = -(\eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lnq,ck}) \\ \eta_{Lq,wnq} = \frac{S_{Lnq}}{S_{Lq}} \eta_{Lnq,wq} \\ \eta_{Lq,wq} = -\left(\frac{S_{Lnq}}{S_{Lq}} \eta_{Lnq,wq} + \eta_{Lq,ck} \right) \\ \eta_{K,wnq} = \frac{S_{Lnq}}{S_K} \eta_{Lnq,ck} \\ \eta_{K,wq} = \frac{S_{Lq}}{S_K} \eta_{Lq,ck} \\ \eta_{K,ck} = -\left(\frac{S_{Lnq}}{S_K} \eta_{Lnq,ck} + \frac{S_{Lq}}{S_K} \eta_{Lq,ck} \right) \end{array} \right.$$

avec s_i la part de la rémunération du facteur i ($i=K, Lq, Lnq$) dans la valeur ajoutée.

L'incidence de la conjoncture sur la demande de chaque facteur est mesurée à l'aide des élasticités de la demande de facteur aux variations de la valeur ajoutée ($\eta_{i,Y}$ pour $i=Lnq, Lq, K$).

Afin de rendre compte du biais de progrès technique qui peut affecter chaque facteur, le modèle est complété par des termes constants (α_i pour $i=Lnq, Lq, K$)

Remarquons que dans la mesure où les parts des coûts des différents facteurs dans la valeur ajoutée sont différenciées suivant les secteurs, les résultats en termes d'élasticité

prix des facteurs ne sont pas directement transposables à ceux en termes d'élasticité de substitution. Dans ce dernier cas le système estimé est de la forme :

$$\begin{cases} \frac{dL_{Lnq}^*}{L_{Lnq}^*} = \sigma_{Lnq, Lnq} S_{Lnq} \frac{dwnq}{wnq} + \sigma_{Lnq, Lq} S_{Lq} \frac{dwq}{wq} + \sigma_{Lnq, K} S_K \frac{dck}{ck} + \eta_{Lnq, Y} \frac{dY}{Y} + \alpha_{Lnq} + v_{Lnq} \\ \frac{dL_q^*}{L_q^*} = \sigma_{Lq, Lnq} S_{Lnq} \frac{dwnq}{wnq} + \sigma_{Lq, Lq} S_{Lq} \frac{dwq}{wq} + \sigma_{Lq, K} S_K \frac{dck}{ck} + \eta_{Lq, Y} \frac{dY}{Y} + \alpha_{Lq} + v_{Lq} \\ \frac{dK^*}{K^*} = \sigma_{K, Lnq} S_{Lnq} \frac{dwnq}{wnq} + \sigma_{K, Lq} S_{Lq} \frac{dwq}{wq} + \sigma_{K, K} S_K \frac{dck}{ck} + \eta_{K, Y} \frac{dY}{Y} + \alpha_K + v_K \end{cases}$$

avec les contraintes :

$$\begin{cases} \sigma_{Lnq, Lnq} S_{Lnq} = -(\sigma_{Lnq, Lq} S_{Lq} + \sigma_{Lnq, K} S_K) \\ \sigma_{Lq, Lnq} = \sigma_{Lnq, Lq} \\ \sigma_{Lq, Lq} S_{Lq} = -(\sigma_{Lnq, Lq} S_{Lnq} + \sigma_{Lq, K} S_K) \\ \sigma_{K, Lnq} = \sigma_{Lnq, K} \\ \sigma_{K, Lq} = \sigma_{Lq, K} \\ \sigma_{K, K} S_K = -(S_{Lnq} \sigma_{Lnq, K} + S_{Lq} \sigma_{Lq, K}) \end{cases}$$

avec $\sigma_{i,j}$ l'élasticité de substitution entre les facteurs i et j ($i, j = K, Lq, Lnq$).

La forme estimable tenant compte des contraintes est alors de la forme :

$$\begin{cases} \frac{dL_{Lnq}^*}{L_{Lnq}^*} = -(\sigma_{Lnq, Lq} S_{Lq} + \sigma_{Lnq, K} S_K) \frac{dwnq}{wnq} + \sigma_{Lnq, Lq} S_{Lq} \frac{dwq}{wq} + \sigma_{Lnq, K} S_K \frac{dr}{r} + \eta_{Lnq, Y} \frac{dY}{Y} + \alpha_{Lnq} + u_{Lnq} \\ \frac{dL_q^*}{L_q^*} = \sigma_{Lnq, Lq} S_{Lnq} \frac{dwnq}{wnq} - (\sigma_{Lnq, Lq} S_{Lnq} + \sigma_{Lq, K} S_K) \frac{dwq}{wq} + \sigma_{Lq, K} S_K \frac{dr}{r} + \eta_{Lq, Y} \frac{dY}{Y} + \alpha_{Lq} + u_{Lq} \\ \frac{dK^*}{K^*} = \sigma_{Lnq, K} S_{Lnq} \frac{dwnq}{wnq} + \sigma_{Lq, K} S_{Lq} \frac{dwq}{wq} - (\sigma_{Lnq, K} S_{Lnq} + \sigma_{Lq, K} S_{Lq}) \frac{dr}{r} + \eta_{K, Y} \frac{dY}{Y} + \alpha_K + u_K \end{cases} \quad (2)$$

avec u_{Lnq} , u_{Lq} et u_K les termes résiduels.

En intégrant les deux systèmes de demande de facteurs (exprimé en termes d'élasticités prix ou en termes d'élasticité de substitution), on parvient aux deux formes testables suivantes qui prennent en compte les contraintes pesants sur leurs paramètres :

$$\begin{cases} \ln(L_{Lnq}) = -(\eta_{Lnq, wq} + \eta_{Lnq, ck}) \ln(wnq) + \eta_{Lnq, wq} \ln(wq) + \eta_{Lnq, ck} \ln(ck) + \eta_{Lnq, Y} \ln(Y) + \alpha_{Lnq} \cdot t + v_{Lnq} \\ \ln(L_q^*) = \frac{S_{Lnq}}{S_{Lq}} \eta_{Lnq, wq} \ln(wnq) - \left(\frac{S_{Lnq}}{S_{Lq}} \eta_{Lnq, wq} + \eta_{Lq, ck} \right) \ln(wq) + \eta_{Lq, ck} \ln(ck) + \eta_{Lq, Y} \ln(Y) + \alpha_{Lq} \cdot t + v_{Lq} \\ \ln(K^*) = \frac{S_{Lnq}}{S_K} \eta_{Lnq, ck} \ln(wnq) + \frac{S_{Lq}}{S_K} \eta_{Lq, ck} \ln(wq) - \left(\frac{S_{Lnq}}{S_K} \eta_{Lnq, ck} + \frac{S_{Lq}}{S_K} \eta_{Lq, ck} \right) \ln(ck) + \eta_{K, Y} \ln(Y) + \alpha_K \cdot t + v_K \end{cases} \quad (3)$$

et

$$\begin{cases} \ln(L_{Lnq}^*) = -(\sigma_{Lq} \sigma_{Lnq, Lq} + \sigma_K \sigma_{Lnq, K}) \ln(wnq) + \sigma_{Lq} \sigma_{Lnq, Lq} \ln(wq) + \sigma_K \sigma_{Lnq, K} \ln(ck) + \eta_{Lnq, Y} \ln(Y) + \alpha_{Lnq} \cdot t + v_{Lnq} \\ \ln(L_q^*) = \sigma_{Lnq} \sigma_{Lnq, Lq} \ln(wnq) - (\sigma_{Lnq} \sigma_{Lnq, Lq} + \sigma_K \sigma_{Lq, K}) \ln(wq) + \sigma_K \sigma_{Lq, K} \ln(ck) + \eta_{Lq, Y} \ln(Y) + \alpha_{Lq} \cdot t + v_{Lq} \\ \ln(K^*) = \sigma_{Lnq} \sigma_{Lnq, K} \ln(wnq) + \sigma_{Lq} \sigma_{Lq, K} \ln(wq) - (\sigma_{Lnq} \sigma_{Lnq, K} + \sigma_{Lq} \sigma_{Lq, K}) \ln(ck) + \eta_{K, Y} \ln(Y) + \alpha_K \cdot t + v_K \end{cases} \quad (4)$$

La formation des salaires et des prix

Les mesures d'allègement des cotisations peuvent exercer diverses influences sur la formation des salaires. Un premier mécanisme passe par la perception qu'on les salariés des prélèvements sociaux. Cet effet est mesuré par l'incidence du taux de cotisation sociale sur la formation des salaires. En présence d'un coefficient (β_3 ou λ_3) négatif, les salariés considèrent au moins pour partie les cotisations sociales comme des éléments de revenu différés (à niveau d'emploi donné). Dans un tel cas, un allègement des cotisations sociales induit une augmentation des aspirations salariales et aboutit donc à une diminution de plus faible ampleur du coût du travail. Le second mécanisme transite par les tensions sur le marché du travail mesuré par le niveau de l'emploi (faute d'une mesure sectorielle du taux de chômage). Si le coefficient β_4 ou λ_4 est significativement supérieur à zéro, l'accroissement de l'emploi consécutif à l'allègement des cotisations provoque un accroissement des salaires et donc atténue la diminution du coût du travail. Le troisième mécanisme transite par la productivité du travail. Si la productivité pèse significativement sur la formation des salaires, l'accroissement de l'emploi consécutif à l'allègement des cotisations provoque une modération salariale, renforçant ainsi l'allègement initial des cotisations.

On suppose que les salaires des emplois qualifiés et non qualifiés se forment suivant un modèle de droit à gérer l'emploi. A l'issue de négociations entre employeurs et salariés, l'employeur détermine de façon unilatérale le niveau de l'emploi. Les déterminants potentiels de la formation des salaires reprennent les variables traditionnellement utilisés dans ce type de modélisation : la productivité, le coin social (l'ensemble des cotisations versés par les employeurs et les salariés), les termes de l'échange (mesurant la différence de perception entre employeurs et salariés sur le prix de référence pour mesurer le salaire réel), les tensions sur le marché du travail (mesuré par le taux de chômage ou par défaut dans notre cas par l'emploi), le SMIC (qui peut expliquer l'évolution du salaire des travailleurs peu qualifiés) et une tendance mesurant à la fois l'évolution de la population active et éventuellement la productivité tendancielle.

Les équations de salaire sont alors de la forme :

$$wnq^n - pc = \beta_1 (y - lnq) + \beta_2 lnq + \beta_3 (pva - pc) + \beta_4 \ln(1 + tcot^{wnq}) + \beta_5 \ln\left(\frac{SMIC}{pc}\right) + \beta_6 t + \beta_7 \quad (5)$$

$$wq^n - pc = \lambda_1 (y - lq) + \lambda_2 lq + \lambda_3 (pva - pc) + \lambda_4 \ln(1 + tcot^{wq}) + \lambda_5 t + \lambda_6 \quad (6)$$

avec :

wnq^n , wq^n : le logarithme du salaire net respectivement des emplois peu qualifiés et qualifiés ;

lnq , lq : le logarithme de l'emploi respectivement peu qualifié et qualifié ;

$tcot^{wnq}$, $tcot^{wq}$: le logarithme du taux de cotisation (employeurs et salarié) sur le salaire des emplois respectivement peu qualifiés et qualifiés ;

pc : le prix de la consommation en log ;

pva : le logarithme du prix de la valeur ajoutée ;

$SMIC$: le SMIC ;

Le prix de la valeur ajoutée est modélisé à partir de la frontière des prix des facteurs :

$$pva = \frac{S_{Lnq}}{S_{Lnq} + S_{Lq}} wnq + \frac{S_{Lq}}{S_{Lnq} + S_{Lq}} wq \quad (7)$$

Compte tenu des difficultés pour mesurer le coût du capital seul l'emploi est considéré dans la frontière des prix des facteurs. Notons que cette hypothèse n'est problématique que si les possibilités de substitution entre le capital et les deux autres facteurs sont importantes.

Enfin la demande de biens est modélisée de façon traditionnelle :

$$y = \bar{y} + \eta_{D,p} (pva - \overline{pva}) \quad (8)$$

avec :

\overline{pva} : le prix de la valeur ajoutée agrégé ;

\bar{y} : la valeur ajoutée agrégée ;

$\eta_{D,p}$: l'élasticité prix de la demande.

Notre stratégie d'estimation est de procéder en premier lieu à l'évaluation du modèle (1) qui est un système de demande de facteurs conditionnelle en taux de croissance, à salaires, prix et activité exogènes. En second lieu, on estime les spécifications (3) et (4) qui portent sur les variables en niveau, de façon à traiter la non stationnarité des données dans le cadre de ce modèle conditionnel. En troisième lieu, on prend en compte également les modèles (5) et (6) au sein d'une estimation jointe permettant d'intégrer les effets induits sur les salaires. Enfin, on estime le modèle complet en intégrant les équations (7) et (8) de façon à produire une estimation inconditionnelle prenant en compte l'ensemble des interactions entre variables au sein d'un cadre théorique explicite.

Annexe 2

Les données

Les structures des coûts et de l'emploi par niveaux de qualifications au niveau sectoriel proviennent de l'enquête emploi. Le coût du travail a été mesuré en reconstituant pour chaque salarié du secteur privé présent dans l'enquête sa fiche de paye et en appliquant l'ensemble des mesures d'allègement. Le coût du travail au niveau sectoriel et par niveau de qualification a été reconstitué en calculant la moyenne pondérée (suivant le poids de chaque individu dans la population totale). L'emploi sectoriel par niveau de qualification est obtenu en agrégeant les effectifs issus de l'enquête emploi. Pour obtenir des effectifs conformes à ceux de la comptabilité nationale, nous avons appliqué la structure sectorielle des emplois par niveau de qualification issue de l'enquête emploi aux effectifs reportés par la comptabilité nationale⁵. Si la partition des ouvriers entre ouvriers qualifiés et ouvriers peu qualifiés est consensuelle, elle est en revanche plus problématique en ce qui concerne les employés. Au moins trois définitions concurrentes sont retenues ici : celle de Chardon [2001], celle de Bisault, Destival et Goux [1994] et celle de Burnod et Chenu [2001]. Nos principaux résultats ont été obtenus en adoptant la définition de Chardon. Mais là encore la robustesse de nos résultats a été évaluée en retenant les deux autres définitions. A compter de 1999 les mesures d'allègement liées à la RTT sont venues se substituer à celle portant sur les bas salaires et sur le travail à temps partiel. Toutefois l'enquête emploi ne fournit aucune indication sur les entreprises bénéficiant des mesures d'allègement liées au passage aux 35 heures. Bonnard [2002] rapporte la proportion d'entreprises dans chaque secteur bénéficiant des mesures d'allègement lié l'application des 35 heures en 2002. Par ailleurs, d'autres publications de l'ACOSS permettent de connaître l'évolution de la proportion d'entreprises passées aux 35 heures sur la période 1999-2002. En appliquant ces différents taux on parvient à une approximation des entreprises dans chaque secteur ayant signé un accord Aubry sur la période 1999-2002. On fait ensuite l'hypothèse que chaque entreprise d'un secteur a une probabilité identique d'avoir signé un accord Aubry et de bénéficier des mesures d'allègement. Cette probabilité est supposée égale à la proportion des entreprises. Le montant espéré des allègements est alors égal à la moyenne des allègements liés au passage à 35 heures et celles associées aux bas salaires et au temps partiel, pondérée par la part des entreprises passées aux 35 heures. Puisqu'il s'agit ici d'une approximation assez grossière de la substitution effective entre les allègements sur les bas salaires et le temps partiel et ceux consenties sur le passage aux 35 heures, nous effectuons des mesures de robustesse de nos résultats en excluant les périodes problématiques (1998- 2001).

La valeur ajoutée, le niveau de l'emploi, les indices de prix de la valeur ajoutée de la consommation et de la FBCF sont issus des comptes nationaux annuels. L'emploi est mesuré ici en individu sans pris en compte de la durée du travail.

Le mode de construction du coût du capital appelle quelques commentaires. Idéalement pour rendre compte de la diversité sectorielle de la dynamique de l'investissement et de son mode de financement, un taux d'intérêt apparent mesuré sectoriellement devrait être utilisé. Celui-ci peut être construit à partir des données issues de Suse et reproduites dans les Inséé Résultats « Images économiques des entreprises ». Toutefois, ces données ne sont disponibles qu'en 1987 et sur la période 1993-2000. Leur utilisation est par conséquent doublement problématique. Elles ne couvrent qu'une période relativement courte et du fait du faible nombre de degré de libertés, peuvent induire de problèmes de robustesse lors des estimations.

⁵ Si cette méthode est applicable lorsque les emplois sont comptabilisés de la même façon qu'ils soient à temps complet ou à temps partiel, ils convient de tenir compte de la durée du travail si l'on raisonne avec des effectifs en équivalent temps plein.

En outre, les données ne sont disponibles de façon continue que sur la période d'application des mesures d'allègement de cotisations, ce qui ne permet donc pas d'estimer le modèle sur une période de contrôle où les allègements de cotisations n'étaient pas appliqués. Deux méthodes alternatives d'évaluation du coût du capital ont en définitive été retenues. La première revient à faire l'hypothèse d'un mode de financement et d'un accès au marché du crédit identique quel que soit le secteur considéré. Le taux d'intérêt intervenant dans le coût du capital est alors mesuré par le taux d'intérêt sur le marché obligataire (les principaux indicateurs économiques de l'OCDE) pour l'ensemble du secteur privé.

$$ck_{i,t} = \frac{pfbcf_{i,t}(i_t - \pi_t + \delta_{i,t})}{pva_{i,t}}$$

avec :

i : le taux d'intérêt obligataire du secteur privé ;

π : le taux d'inflation (mesuré à partir du taux de croissance du prix de la FBCF) ;

δ : le taux de déclassement mesuré à l'aide du rapport consommation de capital fixe sur le montant de capital fixe (issue de la comptabilité nationale annuelle) ;

pva : le prix de la valeur ajoutée ;

$pfbcf$: le prix de la FBCF.

La seconde méthode part de l'hypothèse d'un taux de marge constant. En connaissant le montant de l'ensemble des facteurs de production (travail qualifié, travail peu qualifié et capital) et le coût des deux premiers facteurs on peut en déduire une mesure du coût du capital :

$$\frac{ck.K + wq.Lq + wnq.Lnq}{Y} = 1 + \varepsilon \Leftrightarrow ck = \frac{Y(1 + \varepsilon) - (wq.Lq + wnq.Lnq)}{K}$$

avec ε un taux de marge supposé constant sur les coûts unitaires de production.

Enfin les données fournies par la comptabilité nationale correspondent soit aux valeurs moyennes sur l'année pour les données de flux valeur ajoutée, prix de la FBCF, prix de la valeur ajoutée et prix de la consommation) soit aux valeurs en fin d'année lorsqu'il s'agit de variables de stock (capital et emploi) alors que les données fournies par l'enquête emploi portent sur des effectifs et des coûts en début d'année (mars de l'année en cours ou janvier pour quelques années). Par conséquent nous avons pris le parti de supposer que les données fournies par l'enquête emploi l'année t , correspondent aux données de l'année $t-1$.

Annexe 3

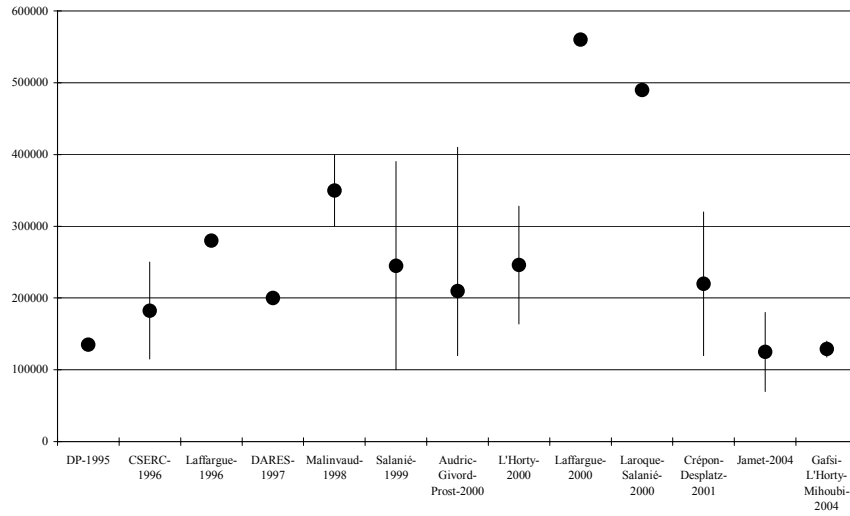
Dix ans d'évaluations des effets des cotisations sociales sur les bas salaires

Source	Données	Mesure évaluée	Méthode utilisée	Résultats (pour 5 milliards d'euros <i>ex ante</i>)	Limites
Evaluations prospectives					
Direction de la prévision (1995)	Comptes trimestriels	Effets à l'horizon de 5 ans d'une baisse de cotisations sociales de 10 milliards de FF (0,16 point de PIB)	Macro-simulation du modèle Métric	Non qualifiés : +135 000 Qualifiés : + 45 000 Total : 180 000	Elasticités critiques non estimées, modèle à qualifications homogènes.
CSERC (1996). <u>L'allègement des charges sociales sur les bas salaires</u> . La documentation française. Collection des rapports au Premier Ministre.	Calibrage avec les distributions des salaires DADS 1996 et choix raisonné de paramètres	Effets de long terme de la ristourne fusionnée de 1996 (jusqu'à 1,33)	Maquette analytique de demande de travail (élasticité de la demande de travail comprise entre -0,3 et -0,7)	Bas salaires : + 115 000 à 250 000 Hauts salaires : - 14 000 Total : 101 000 à 186 000	Pas de bouclage macro-économique.
Laffargue J-P. (1996). « Fiscalité, charges sociales, qualifications et emplois ». <i>Economie et Prévision</i> , n°125, 1996-4.	Calibrage sur les comptes nationaux base 1980 et Enquêtes emploi de 1982 à 1993	Effets de court et de long terme d'une baisse de 1 point du taux de cotisations sociales des travailleurs peu qualifiés (22,6 % de la main-d'œuvre)	Modèle d'équilibre général calculable JULIEN à deux niveaux de qualification	Non qualifiés : +280 000 Qualifiés : +90 000 Total : 370 000	Les non qualifiés sont tous payés au Smic
DARES (1997). <u>La politique de l'emploi</u> . La découverte. Collection Repères. Paris	Calibrage et recours à des variantes de modèles macro-économétriques	Effets d'une baisse du coût du travail sous 1,33 Smic à l'horizon de 5 à 10 ans	Maquettes analytiques et macro-simulations	Total : 200 000 emplois	Elasticités critiques non estimées, modèle à qualifications homogènes.
Malinvaud E. (1998). <u>Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique</u> . Rapport du Conseil d'Analyse économique	Calibrage sur la base d'un choix raisonné de paramètres	Effets à l'horizon de 10 ans d'une baisse de 10 % du coût du travail s'appliquant à 20 % des emplois (ceux rémunérés en dessous de 1,1 Smic)	Maquette analytique simple (élasticité de la demande de travail à bas salaires supposée égale à -1,2)	Le maintien de la ristourne dégressive conduit « à la création probable de 300 à 400 000 emplois au bout de dix ans ».	Le coût des non qualifiés résulte directement du SMIC (pas de bouclage salarial). Les effets sur l'emploi qualifié ne sont pas mesurés.
Salanié B. (1999). « Une maquette analytique de long terme du marché du travail », document de travail de l'INSEE, G9912.	Calibrage sur la base d'un choix raisonné de paramètres et des données de l'enquête Emploi 1996.	Allègement de 10 points du taux des cotisations sociales sur les non qualifiés (pour un coût ex ante estimé à 18 milliards de FF, soit une baisse de 6,1 %)	Maquette analytique macro-économique	De 100 000 à 390 000 emplois non qualifiés (pour un allègement uniforme de 10 points de cotisations sociales sur le coût du travail non qualifié). Pas de création d'emplois qualifiés	Les non qualifiés sont payés au Smic (mais l'allègement provoque bien une hausse des salaires des qualifiés)

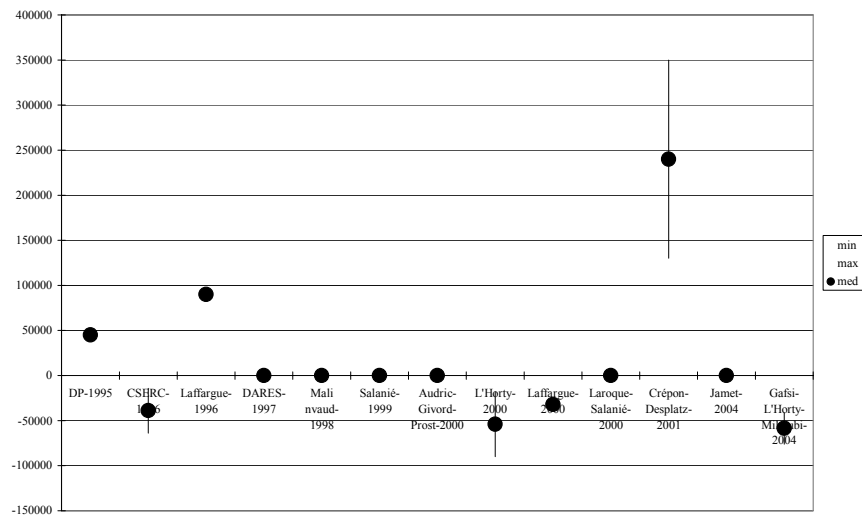
Audric S., Givord P. et Prost C. (2000). « Estimation de l'impact sur l'emploi non qualifié des mesures de baisse de charges ». Revue économique, vol. 51, n°3.	Calibrage d'une maquette analytique en mobilisant les séries d'emplois et de coût des enquêtes Emploi	Allègement de 10 points du taux des cotisations sociales sur les non qualifiés	Maquette analytique macro-économique	De 120 000 à 410 000. 210 000 emplois avec une élasticité de substitution de 0,7.	
L'Horty Y. (2000). « Quand les hausses du Smic réduisent le coût du travail ». Revue économique, vol. 51, n°3.	Calibrage avec les distributions des salaires DADS 1996 et choix raisonné de paramètres	Effets à long terme de la ristourne fusionnée de 1996 (jusqu'à 1,33)	Maquette analytique de demande de travail (élasticité de substitution entre bas et hauts salaires va de 0,2 à 2)	Effet sur les bas salaires : entre 164 000 et 328 000.	Pas de bouclage macro-économique.
Laffargue J-P. (2000). « Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires ». Revue économique, vol. 51, n°3.	Calibrage avec données rétrospectives de 1974 à 1993 (comptes nationaux, enquêtes Emploi).	Baisse du taux de cotisations sur le travail non qualifié de 10 points (soit 23,8 milliards de FF 1993 - idem Salanié, 1999)	Modèle d'équilibre général calculable JULIEN 4 à deux niveaux de qualification (élasticité de substitution de 2,5)	Hausse de l'emploi non qualifié : + 560 000 Baisse de l'emploi qualifié : - 32 000	Les non qualifiés sont tous payés au Smic
Laroque G. et Salanié B. (2000). Une décomposition du non-emploi en France	Enquête Emploi 1997. Echantillon représentatif de 9,6 millions de personnes de 25 à 49 ans, hors temps partiels	Effets à long terme de la (suppression de la) ristourne fusionnée de 1996 (jusqu'à 1,33). Coût ex ante : 13 milliards de FF	Micro-simulation d'équations individuelles de salaire et de participation estimées en coupe	490 000 emplois, dont 60 000 liés à la hausse des salaires (baisse du non-emploi volontaire) et 430 000 liés à la baisse du coût du travail (baisse du non-emploi classique).	Pas de ventilation par grandes catégories de qualification (continuum).
Evaluations rétrospectives					
B. Crépon, R. Desplatz (2001). « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires ». Economie et Statistique, n°348-2001-08, pp3-25	Panel cylindré d'entreprises présentes de 1993 à 1997 tirés des fichiers des BRN et des DADS.	Effets cumulés de 1994 à 1997 de l'extension des dispositifs de 1995 et 1996, soit un profil d'allègement décroissant en dents de scies. Le coût de l'extension est de moins de 5 milliards d'Euros, ce qui correspond à 1,7 point de coût du travail en moins.	Estimations non paramétriques. Méthodes inspirées de Rubin et Heckman appliquées à des mesures de politiques de l'emploi continues.	« 460 000 emplois auraient été créés ou sauvegardés entre 1994 et 1997 ». « La moitié de ces emplois serait des emplois non qualifiés ». (220 000 emplois non qualifiés créés ; 240 000 emplois qualifiés créés).	« Ces évaluations ne prennent en compte qu'une partie des effets. Leur échappent, en particulier, les effets du financement de ces mesures et les effets macroéconomiques indirectes ».
S. Jamet (2004). « Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifiés : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique ».	Calibrage et estimations avec les données des enquêtes emploi 1982-	Effets cumulés de 1992 à 1997 de la baisse du coût du travail peu qualifié résultant d'une	Maquette analytique modélisant l'hétérogénéité sectorielle. Elasticité de la	Entre 70 000 et 180 000 emplois peu qualifiés créés ou sauvegardés.	Absence du capital, du chômage qualifié et de négociations des salaires des peu

Miméo, DARES.	1997	simulation des feuilles de paie sur la base des enquêtes emploi entre 1992 et 1997 (le coût des non qualifiés baisse de 6 %).	demande de travail estimée à partir d'un panel de secteurs. Elasticité de substitution comprise entre - 0,3 et -1		qualifiés
I. Gafsi, Y. L'Horty et F. Mihoubi (2004). « Allègement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation ». Ce document	Enquêtes Emploi, 1982-2002 et comptes nationaux annuels.	Effets cumulés de 1992 à 1997 de la baisse du coût du travail peu qualifié résultant d'une simulation des feuilles de paie sur la base des enquêtes emploi (le coût des non qualifiés baisse de 6 %).	Estimation de systèmes de demande de travail, d'équations de prix et de salaires sur un panel sectoriel 1982-2002	Entre 118 000 et 140 000 emplois peu qualifiés créés ou sauvegardés. Entre 41 000 et 76 000 emplois qualifiés supprimés	Erreurs de mesure sur le prix du capital,

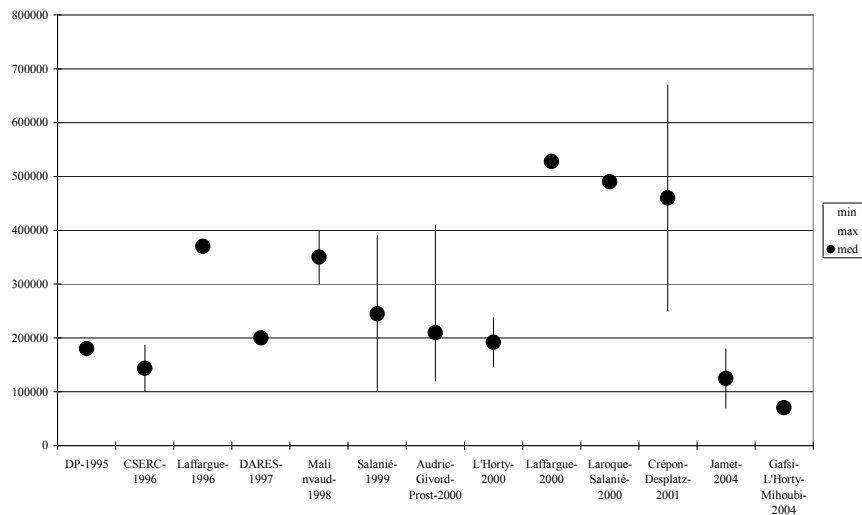
Graphique A1 - Effets des allègements de 1996 sur l'emploi peu qualifié



Graphique A2 - Effets des allègements de 1996 sur l'emploi qualifié



Graphique A3 - Effets des allègements de 1996 sur l'emploi total



DOCUMENTS DE RECHERCHE EPEE

2004

0401 Instabilité de l'emploi : quelles ruptures de tendance?

Yannick L'HORTY

0402 Vingt ans d'évolution de l'emploi peu qualifié et du coût du travail : des ruptures qui coïncident?

Islem GAFSI, Yannick L'HORTY & Ferhat MIHOUBI

0403 Allègement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation

Islem GAFSI, Yannick L'HORTY & Ferhat MIHOUBI

0404 Revenu minimum et retour à l'emploi : une perspective européenne

Yannick L'HORTY

0405 Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve

Jean-Guillaume SAHUC

0406 Partial Indexation and Inflation Dynamics: What Do the Data Say?

Jean-Guillaume SAHUC

0407 Why Do Firms Evaluate Individually Their Employees: The Team Work Case

Patricia CRIFO, Marc-Arthur DIAYE & Nathalie GREENAN

0408 La politique environnementale française : une analyse économique de la répartition de ses instruments du niveau global au niveau local

Jean DE BEIR, Elisabeth DESCHANET & Mouez FODHA

0409 Incentives in Agency Relationships: To Be Monetary or Non-Monetary?

Patricia CRIFO & Marc-Arthur DIAYE

0410 Mathematics for Economics

Stefano BOSI

0411 Statistics for Economics

Stefano BOSI

0412 Does Patenting Increase the Private Incentives to Innovate? A Microeconomic Analysis

Emmanuel DUGUET & Claire LELARGE

0413 Should the ECB Be Concerned about Heterogeneity? An Estimated Multi-Country Model Analysis

Eric JONDEAU & Jean-Guillaume SAHUC

0414 Does Training Increase Outflows from Unemployment? Evidence from Latvian Regions

Jekaterina DMITRIJEVA & Michails HAZANS

0415 A Quantitative Investigation of the Laffer Curve on the Continued Work Tax: The French Case

Jean-Olivier HAIRAULT, François LANGOT & Thepthida SOPRASEUTH

2003

0301 Basic Income/ Minimum Wage Schedule and the Occurrence of Inactivity Trap: Some Evidence on the French Labor Market

Thierry LAURENT & Yannick L'HORTY

0302 Exonérations ciblées de cotisations sociales et évolution de l'emploi : un bilan à partir des études disponibles

Philippe DE VREYER

0303 Incorporating Labour Market Frictions into an Optimizing-Based Monetary Policy Model

Stéphane MOYEN & Jean-Guillaume SAHUC

0304 Indeterminacy in a Cash-in-Advance Two-Sector Economy

Stefano BOSI, Francesco MAGRIS & Alain VENDITTI

0305 Competitive Equilibrium Cycles with Endogenous Labor

Stefano BOSI, Francesco MAGRIS & Alain VENDITTI

0306 Robust European Monetary Policy

Jean-Guillaume SAHUC

0307 Reducing Working Time and Inequality: What Has the French 35-Hour Work Week Experience Taught Us?

Fabrice GILLES & Yannick L'HORTY

0308 The Impact of Growth, Labour Cost and Working Time on Employment: Lessons from the French Experience

Yannick L'HORTY & Christophe RAULT

0309 Inflation, Minimum Wage and Other Wages: an Econometric Study on French Macroeconomic Data

Yannick L'HORTY & Christophe RAULT

0310 Exogeneity in Vector Error Correction Models with Purely Exogenous Long-Run Paths

Jacqueline PRADEL & Christophe RAULT

0311 Retraite choisie et réduction des déficits : quelles surcotes proposer?

Jean-Olivier HAIRAULT, François LANGOT & Thepthida SOPRASEUTH

0312 Indeterminacy in a Two-Sector Finance Constrained Economy

Stefano BOSI, Francesco MAGRIS & Alain VENDITTI

0313 La nouvelle économie irlandaise

Nathalie GREENAN & Yannick L'HORTY

0314 Pace versus Type: The Effect of Economic Growth on Unemployment and Wage Patterns (revised version of 02-12)

Martine CARRE & David DROUOT

0315 Limited Participation and Exchange Rate Dynamics: Does Theory Meet the Data?

Frédéric KARAME, Lise PATUREAU & Thepthida SOPRASEUTH

0316 Increasing returns, Elasticity of Intertemporal Substitution and Indeterminacy in a Cash-in-Advance Economy

Jean-Paul BARINCI

0317 Preferences as Desire Fulfilment

Marc-Arthur DIAYE & Daniel SCHOCH

Les documents de recherche des années 1998-2004 sont disponibles sur www.univ-evry.fr/EPEE