

D DOCUMENT D'ÉTUDES

ALLÈGEMENTS GÉNÉRAUX DE COTISATIONS SOCIALES ET EMPLOI PEU QUALIFIÉ : DE L'IMPACT SECTORIEL À L'EFFET MACRO-ÉCONOMIQUE

Par

*Stéphanie JAMET**

N° 103
Août 2005

**Les documents d'études sont des documents de travail ;
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs
et ne représentent pas la position de la DARES.**

** L'auteur appartenait au Ministère du Travail, Dares-MAE, lors de la réalisation de l'étude.*



Ministère
des affaires sociales,
du travail
et de la solidarité

Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié :

De l'impact sectoriel à l'effet macro-économique

22 juillet 2005

Stéphanie Jamet¹

Cet article analyse l'impact des allègements généraux de cotisations sociales sur l'emploi peu qualifié (de 1993 à 1997) en tenant compte du fait qu'ils ont inégalement profité aux différents secteurs de l'économie. De fait, ils ont majoritairement bénéficié au tertiaire, secteur dans lequel la part de l'emploi peu qualifié s'est stabilisée alors qu'elle continuait à se contracter dans l'industrie. Au total, la prise en compte des interactions entre les secteurs ne modifie pas fortement l'évaluation du nombre d'emplois peu qualifiés créés par les allègements de cotisations sociales. Ces interactions sont pourtant bien à l'œuvre, mais les effets d'entraînement et de concurrence existant entre les secteurs ont tendance à se compenser.

Mots-clés : allègements de cotisations sociales, emploi peu qualifié, coût du travail, secteur.

¹ L'auteur appartenait au Ministère du Travail, DARES-MAE lors de la réalisation de l'étude. OCDE, Département des Affaires économiques, Bureau France/Pologne. 2 rue André-Pascal, 75775 Paris Cedex 16. Tel : 01 45 24 88 63. Mail : stephanie.jamet@oecd.org
Je remercie Bruno Crépon, Frédéric Lerais, Corinne Prost, Véronique Rémy et Béatrice Sédillot pour leurs nombreuses suggestions et remarques.

Au début des années 90, suite aux recommandations de plusieurs rapports (rapport Charpin en 1992 et rapport Maarek en 1994), des mesures d'allègements de cotisations sociales visant à baisser le coût du travail au niveau du SMIC ont été introduites. De fait, le coût du travail au niveau du SMIC par rapport au coût du travail au niveau du salaire moyen a augmenté de 1970 à 1985, pouvant expliquer la forte montée du chômage des travailleurs peu qualifiés. Les mesures d'allègements de cotisations sociales adoptées à partir de 1993 ont donc consisté à baisser le coût du travail au niveau des salaires proches du SMIC pour stimuler en retour l'emploi des travailleurs peu qualifiés.

Aujourd'hui, la question qui se pose est de savoir quel a été l'effet sur l'emploi de ces mesures. En pratique, il est très difficile d'évaluer l'impact des mesures d'allègements de cotisations sociales sur l'emploi, au moins pour trois raisons. Premièrement, il est difficile de savoir si une entreprise a embauché en raison d'une baisse du coût du travail ou parce que la conjoncture s'est améliorée. Deuxièmement, même si l'on connaissait la façon dont une entreprise ajuste son emploi suite à une baisse des cotisations sociales, il est difficile d'en déduire les effets macro-économiques en raison des interdépendances entre les entreprises et les secteurs et les multiples canaux de transmission de ce type de mesure. Enfin, les allègements de cotisations sociales ont changé de forme. De 1993 à 1997, les allègements, dit « ristourne bas salaire » (RBS), étaient ciblés sur les bas salaires et devaient stimuler l'emploi par un mécanisme de baisse du coût du travail. A partir de 1998, ils sont utilisés dans une logique d'incitation au passage aux 35 heures et doivent en partie compenser la hausse du coût horaire engendrée par la baisse des heures travaillées. Les mécanismes à l'œuvre dans ces deux types de politique économique n'étant pas les mêmes, cette étude se concentre sur les allègements RBS. L'impact de la politique de réduction du temps de travail sur l'emploi est analysée dans Jugnot 2002.

A ce jour, plusieurs types d'évaluations des allègements RBS ont été proposés. Un premier type d'études, s'appuie sur des maquettes macroéconomiques plus ou moins sophistiquées qui tentent de représenter les mécanismes économiques par lesquels les allègements de cotisations sociales peuvent agir sur l'emploi². Ces méthodes, dites « ex-ante » se placent avant la mesure économique et n'utilisent donc pas l'information disponible après sa mise en place. Pour quantifier les effets des mesures, les paramètres de la maquette sont déterminés de façon à reproduire la situation de l'économie française à une certaine date. Avec le temps, de plus en plus d'attention a été portée à cet exercice d'estimation ou de calibrage, et les données individuelles ont été utilisées³. Un deuxième type d'études s'appuie sur des méthodes économétriques « ex post », cherchant à reconstruire ce qu'aurait été l'emploi sans les mesures d'allègement de cotisations sociales⁴. L'impact des allègements est alors la différence entre l'emploi observé et l'emploi qui aurait été atteint sans la mesure. Contrairement aux estimations ex-ante, ces méthodes s'appuient donc sur l'information disponible après l'introduction des allègements. L'avantage de ce type de méthodes est de pouvoir estimer l'impact des allègements RBS sur l'emploi, ce qui est très difficile au niveau macro-économique car sur la période allant de 1980 de 1997, on observe à la fois une baisse tendancielle de la part de l'emploi peu qualifié et une baisse du coût du travail des peu qualifiés. Pour pouvoir identifier l'impact des allègements, il faut donc pouvoir comparer l'évolution de l'emploi dans des entreprises ou des secteurs ayant différemment bénéficié des allègements. Toutefois, ce type de méthode permet de mesurer un effet au niveau de l'entreprise, mais pas l'effet total sur l'économie.

Si les chiffreages issus de maquettes macro-économiques sont assez différents, ils sont, en général, très inférieurs à ceux obtenus au niveau de l'entreprise. Cet écart pose la question de l'agrégation des effets et du passage d'un effet au niveau de l'entreprise à un effet sectoriel puis à un effet macro-économique. Quelques études, Germain (1995), Malinvaud (2002) et Carnot (2000) ont tenté d'inclure

² Germain (1995), Laffargue (1996), Malinvaud (1998), Salanié (2000).

³ Audric, Givord et Prost (2000), Campens, Doisy, Duchêne et Gianella (2000).

⁴ Crépon et Desplatz (2001)

de l'hétérogénéité sectorielle dans les maquettes macro-économiques. Au cœur de cette question se trouve l'interdépendance des secteurs qui se traduit par des effets d'entraînement et des effets de concurrence. En effet, les allègements de cotisations sociales permettent à une entreprise ou à un secteur de baisser son prix de vente des biens et donc de gagner des parts de marché. Plus les entreprises du secteur répercutent les baisses de cotisations sociales dans les prix, plus la demande adressée aux entreprises est stimulée en retour. Le regain d'activité d'un secteur stimulera l'activité d'un autre secteur qui lui est lié, créant des effets d'entraînement. A l'inverse, les allègements peuvent permettre à une entreprise ou à un secteur de gagner des parts de marché au détriment d'une ou d'un autre. Se trouvent favorisés par la mesure les secteurs et les entreprises produisant des biens intensifs en travail peu qualifié. Pour évaluer l'efficacité de la mesure, il faut donc prendre en compte l'agrégation des effets et les interactions entre les secteurs. Les effets macroéconomique de la mesure ne s'obtiennent donc pas simplement en sommant les effets calculés au niveau des entreprises ou des secteurs.

L'objet de cette étude est d'utiliser l'information disponible au niveau sectoriel pour quantifier l'impact des allègements de cotisations sociales RBS sur l'emploi peu qualifié mais aussi pour comprendre les mécanismes à l'œuvre dans ce type de politique économique. A ce jour, seules les études de Gafsi, L'Hoty et Mihoubi (2004) se situent également à un niveau sectoriel, proposant une estimation économétrique de plusieurs des paramètres d'intérêt alors que notre étude est moins fouillée de ce point de vue mais, en revanche, propose une modélisation du passage d'un impact sectoriel à un impact agrégé. L'étude comporte trois parties. Dans une première partie, nous dressons un tableau de l'évolution de l'emploi peu qualifié et de son coût au sein des secteurs, et nous tentons de mettre en relations ces évolutions avec la mise en place des allègements de cotisations sociales. A partir de données sur les salaires, le coût de travail est calculé y compris allègement et hors allègement en se servant des différents barèmes. Cette méthode permet de repérer les secteurs qui ont fortement bénéficié des allègements de cotisations sociales. Il ressort de cette analyse que les secteurs ont très inégalement bénéficié des allègements de cotisations sociales et que l'évolution de l'emploi peu qualifié varie aussi fortement selon les secteurs. Les effets d'interdépendances entre secteurs sont donc susceptibles d'être importants. La deuxième partie de l'étude quantifie les effets d'interdépendance entre secteurs. Dans ce but, on propose un modèle proche de celui de Carnot (2000) où les secteurs se différencient par leur intensité en travail peu qualifié et par les distributions de salaire entre les secteurs, dont la conséquence est que certains secteurs ont beaucoup plus bénéficié des allègements que d'autres. La prise en compte de cette deuxième source d'hétérogénéité accroît les effets de concurrence entre secteurs. La troisième partie présente les résultats quantitatifs. Le modèle et la base de donnée sont utilisés pour estimer l'impact des baisses générales de cotisations sociales RBS (mises en place de 1993 à 1997) sur l'emploi des travailleurs peu qualifiés.

1 Travail peu qualifié et allègements de cotisations sociales : éléments descriptifs

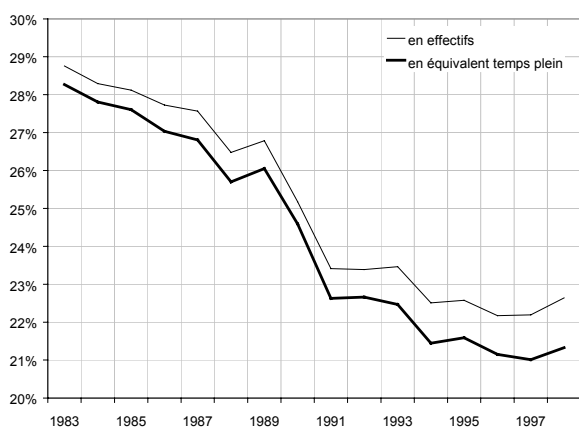
1.1 Une progression inégale entre secteurs de la part de l'emploi peu qualifié

Les transformations du marché du travail ont été peu favorables à l'emploi peu qualifié, la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total baissant fortement. Toutefois, au cours du début des années 90, deux faits marquants sont apparus : la part de l'emploi peu qualifié s'est stabilisée et l'allocation de l'emploi peu qualifié entre les secteurs s'est modifiée.

Jusqu'en 1991, la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total a baissé (graphiques 1). Depuis, la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total s'est stabilisée, stabilisation qui s'est faite en deux temps : d'abord en 1993, ce qui peut s'expliquer par le fait que les travailleurs peu qualifiés ont été relativement peu touchés par la récession de 1993 (voir Audric, Givord et Prost 2000), puis à partir de 1995. Toutefois, les évolutions diffèrent entre secteurs. Dans le tertiaire, la baisse de la part de l'emploi peu qualifié est très peu accentuée et concentrée sur quelques années, de 1987 à 1992. Depuis, la tendance est à la hausse. A un niveau sectoriel plus fin, on s'aperçoit que cette tendance à la hausse provient essentiellement du commerce de détail (qui rassemble plus de 10 % des effectifs du champ considéré) où la part de l'emploi peu qualifié a gagné 2 points de croissance de 1993 à 1997. Dans les sous-secteurs des services, la tendance est à une baisse plus atténuée que dans les années précédant 1993. La baisse de la part de l'emploi peu qualifié est essentiellement le fait de l'industrie. Dans ce secteur, elle est très prononcée depuis 1987 et ne semble s'interrompre que sur la fin de la période considérée. Dans la construction, après une forte baisse, la part de l'emploi peu qualifié s'est stabilisée depuis 1993.

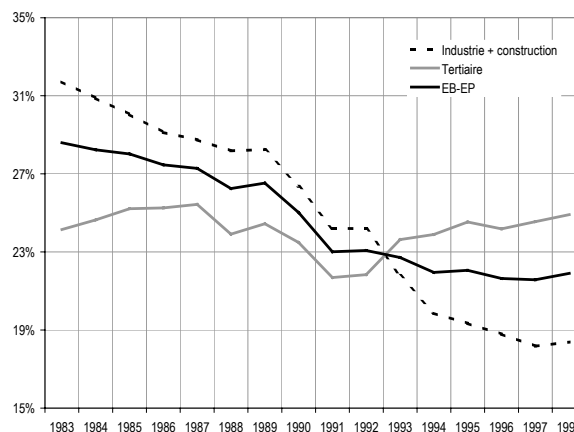
Graphiques 1 : Proportion d'emplois peu qualifiés dans l'emploi total

1.1 Ensemble du champ privé



Source : Enquêtes Emploi, INSEE et calculs de l'auteur

1.2 Décomposition par grands secteurs (ETP⁵)



Note de lecture : en 1983, la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total est de 24 % dans le tertiaire.

⁵ En équivalent temps plein.

Une rupture dans l'évolution de la part de l'emploi peu qualifié semble s'être produite autour de 1993. Le changement de nomenclature de 1993 (passage de la NAP à la NAF) accentue sans doute la rupture. Il est possible que ce changement ait modifié la répartition de l'emploi entre les secteurs. Toutefois, ces ratios étant moins sensibles que les niveaux au changement de nomenclature, il ne peut être à lui seul la cause des différences de tendance avant et après 1993. La comparaison de l'évolution de la part d'emplois peu qualifiés dans l'emploi total entre les deux périodes, 1983-1992 et 1993-1997 amène aux constats suivants. Dans l'ensemble de l'économie, la situation relative des peu qualifiés s'est améliorée. La part de l'emploi peu qualifié baissait à un rythme de $-0,6$ point par an avant 1993 et de $-0,2$ point de 1993 à 1997. Cette amélioration est le fait du tertiaire, où la part de l'emploi peu qualifié a augmenté de 1993 à 1997 alors qu'elle baissait au cours de la période précédente. Dans l'industrie au contraire, la baisse de la part de l'emploi peu qualifié s'est légèrement accélérée au cours de la seconde période.

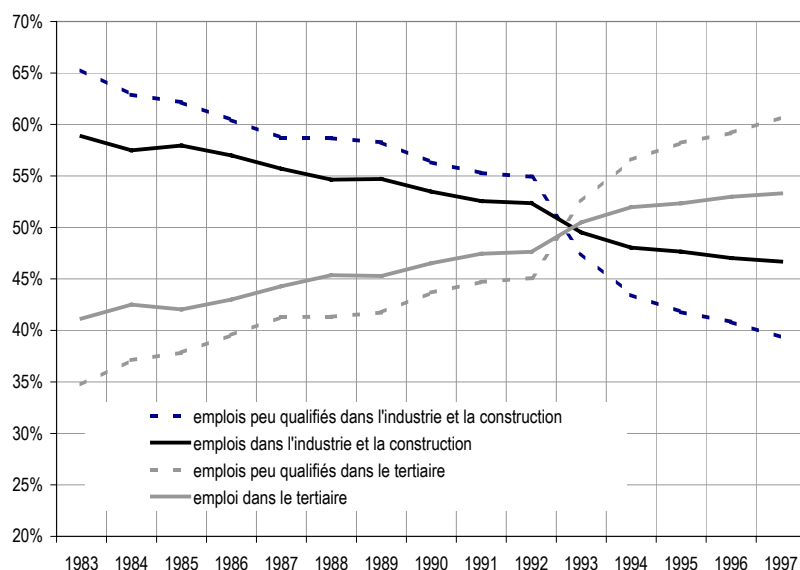
Tableau 1 : **Variation de la proportion d'emplois peu qualifiés dans l'emploi total par grands secteurs**

	(points de croissance en rythme annuel, ETP)		
	[1983-1992] (1)	[1993-1997] (2)	Ecart (2)-(1)
Industrie	-0,8	-0,9	-0,1
Construction	-0,6	-0,1	0,5
Industrie + Construction	-0,8	-0,7	0,0
Commerce	-0,1	0,0	0,2
Services et autre tertiaire	-0,1	0,3	0,5
Tertiaire	-0,2	0,2	0,4
EB-EP (secteurs marchands non agricoles)	-0,6	-0,2	0,3

Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

Note de lecture : de 1983 à 1992, la part de l'emploi peu qualifié a baissé de $-0,8$ point par an en moyenne.

Graphique 2 : **Evolution de la part de l'emploi peu qualifié par secteur**



Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

Note de lecture : le tertiaire rassemblait 41 % de l'emploi total et 35 % de l'emploi peu qualifié en 1983. En 1997, 53 % de l'emploi total et 61 % de l'emploi peu qualifié se trouvent dans ce secteur.

Autre fait marquant, l'industrie, relativement fortement intensive en travail peu qualifié dans les années 80 est devenue moins utilisatrice de travail peu qualifié que le tertiaire à la fin des années 90. Le poids de l'industrie n'a cessé de décroître alors que celui du tertiaire n'a cessé d'augmenter (graphique 2). L'évolution de la part de l'emploi peu qualifié suit celle de l'emploi du secteur mais en étant plus marquée : elle a fortement augmenté dans les services au détriment de l'industrie.

1.2 Le tertiaire, principal bénéficiaire des allègements

En termes d'emploi ou de masse salariale, le poids du tertiaire est de 52 %, celui de l'industrie et de la construction de 48 % (tableau 2). En termes d'emploi peu qualifié ou de masse salariale des peu qualifiés, l'écart de poids entre les deux grands secteurs est plus accentué : 43 % pour l'industrie, 57 % pour le tertiaire. Les allègements ont bénéficié pour 64 % au tertiaire, et pour 36 % à l'industrie et à la construction. La part d'allègements reçus par le tertiaire est donc supérieure aux poids de l'emploi et de la masse salariale de ce secteur. Pour l'industrie, on observe l'inverse. Ceci s'explique par la plus forte concentration des salaires mensuels vers le bas de la distribution dans le tertiaire (graphique 3). Deux facteurs expliquent ce résultat, d'une part la faiblesse des salaires horaires dans le tertiaire, d'autre part la forte proportion de salariés à temps partiel dans ce secteur. Un autre indicateur de l'intensité avec laquelle un secteur a bénéficié des allègements est le montant d'allègements perçu au cours de la période rapporté à la masse salariale du secteur en 1993. D'après cet indicateur également, les allègements ont fortement bénéficié au tertiaire.

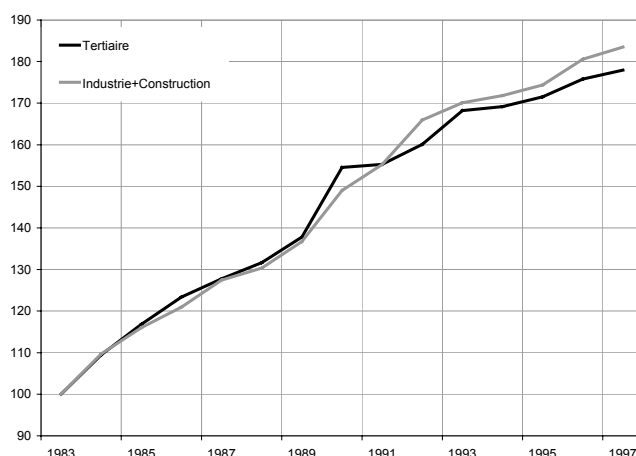
Tableau 2 : les secteurs bénéficiaires des allègements de cotisations sociales

moyenne de 1993 à 1997	Industrie+Construction	Tertiaire	Ensemble
Répartition de l'emploi entre les secteurs :			
Total	48 %	52 %	100 %
Travail peu qualifié	43 %	57 %	100 %
Répartition de la masse salariale entre les secteurs			
Total	48 %	52 %	100 %
Travail peu qualifié	43 %	57 %	100 %
Répartition des allègements entre les secteurs	36 %	64 %	100 %
Allègements en % de la masse salariale de 1993 ⁶			
Total	5 %	8 %	7 %
Travail peu qualifié	15 %	27 %	21 %

Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

⁶ Somme des allègements perçus de 1993 à 1997 rapportée à la masse salariale de 1993.

Graphique 3 : salaire horaire moyen des travailleurs peu qualifiés

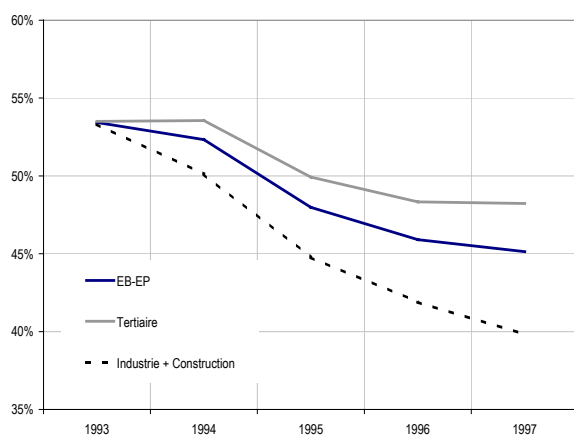


Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

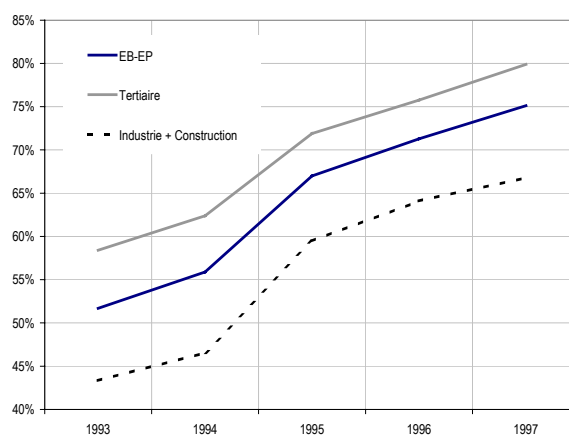
1.3 Une mesure mieux ciblée sur l'emploi peu qualifié dans le tertiaire

Les allègements de cotisations sociales visent à stimuler l'emploi des travailleurs peu qualifiés. Toutefois, ils sont accordés aux entreprises sur un critère de « bas salaire »⁷ qui a évolué au cours du temps (annexe 2). On peut donc s'interroger sur l'adéquation entre le public ciblé et le public effectivement bénéficiaire.

Graphique 4 : Proportion de bénéficiaires de la mesure qui sont peu qualifiés



Graphique 5 : Proportion de peu qualifiés ayant bénéficié de la mesure



Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

Note de lecture : en 1997, 40 % des bénéficiaires de la mesure dans l'industrie sont peu qualifiés (graphique 3) mais 67 % des peu qualifiés bénéficient des allègements (graphique 4).

⁷ De plus, les allègements n'ont pas toujours été « proratisés » : sur une grande partie de la période d'étude, un travailleur à mi-temps gagnant deux SMIC horaire bénéficiait du même allègement qu'un travailleur à plein temps au SMIC.

En moyenne sur la période et sur l'ensemble du champ concerné, seul la moitié des bénéficiaires des mesures d'allégements de cotisations sociales sont peu qualifiés. Cette proportion est orientée à la baisse car le seuil donnant droit aux allégements a été relevé, passant de 1,2 Smic à 1,3 Smic. En début de période, le ciblage sur les travailleurs peu qualifiés était le même dans les deux grands secteurs de l'économie. Au cours des années, la mesure est devenue moins bien ciblée sur le travail peu qualifié dans l'industrie et la construction que dans le tertiaire. Les travailleurs peu qualifiés bénéficient plus fréquemment des allégements de cotisations sociales dans le tertiaire que dans l'industrie et la construction, ce qui s'explique par des différences de distributions de salaires. Toutefois, en moyenne sur la période et sur l'ensemble du champ, environ 70 % des travailleurs peu qualifiés ont bénéficié des mesures.

Les allégements ont donc principalement profité au tertiaire et ont été mieux ciblés sur l'emploi peu qualifié dans le tertiaire que dans l'industrie. Quelques sous-secteurs de l'industrie ont beaucoup bénéficié des allégements et font exception : les secteurs des industries agricoles et alimentaires et celle de l'habillement et du cuir (hors allégement « textile »).

1.4 Coût du travail relatif des emplois peu qualifiés

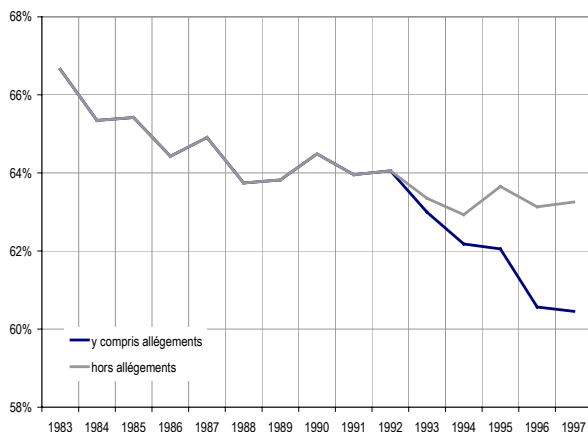
Le rapport des coûts horaires entre travail peu qualifié et travail qualifié (dit coût relatif du travail peu qualifié) a baissé sur l'ensemble du champ depuis 1992 (graphique 6). La baisse est devenue importante à partir de 1995, date de fusion des allégements en un seul dispositif. Sans les allégements de cotisations sociales et pour une distribution de salaire identique, le coût relatif du travail peu qualifié serait resté à peu près stable. La baisse du coût relatif du travail peu qualifié est donc presque totalement attribuable aux allégements de cotisations sociales. Le coût du travail peu qualifié représentait 63 % du coût du travail qualifié en 1992. Les mesures ont permis de baisser le coût relatif du travail peu qualifié de 3 points ; il atteint ainsi 60 % en 1997.

Au milieu des années 80, le coût relatif du travail peu qualifié était identique dans les deux grands secteurs. Dès la fin des années 80, il est devenu plus faible dans le tertiaire que dans l'industrie, et cette tendance s'est accentuée au cours du temps. Cette évolution n'est pas uniquement imputable aux mesures d'allégements de cotisations sociales. Selon nos estimations, en 1996, le coût relatif du travail peu qualifié dans l'industrie aurait été de 3 points supérieur à celui dans le tertiaire sans la mesure, contre 4 points avec la mesure.

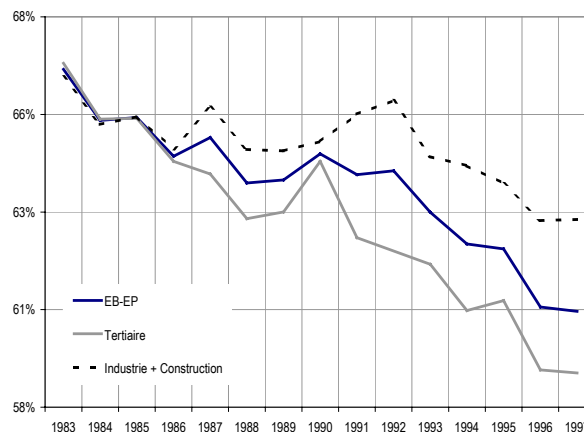
A partir de 1993, la baisse du coût relatif du travail peu qualifié provient essentiellement de la baisse du taux de cotisations sociales apparent des peu qualifiés par rapport à celui des qualifiés (tableau 3). Cette baisse a été particulièrement forte dans le tertiaire. L'évolution du salaire brut relatif des peu qualifiés dépend des secteurs. Toutefois, en dehors de la construction, on ne constate pas de hausse du salaire relatif des peu qualifiés, ce qui signifie que la rente dégagée grâce aux allégements de charge a plutôt bénéficié à l'emploi et peu aux salaires. En effet, l'absence de hausse du salaire relatif des peu qualifiés était une condition nécessaire à l'efficacité directe des mesures d'allégements de cotisations sociales sur l'emploi.

Graphiques 6 : Coût relatif du travail peu qualifié

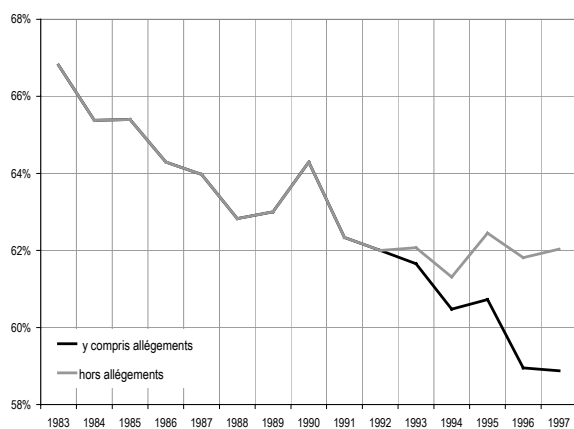
6.1 Ensemble de l'économie



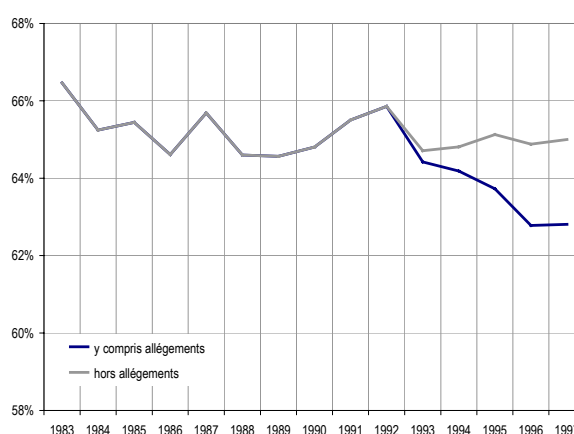
6.2 Par secteur, y compris allègements



6.3 dans le tertiaire



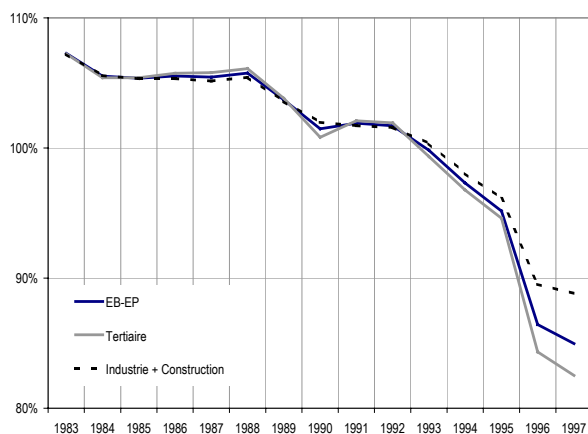
6.4 dans l'industrie et la construction



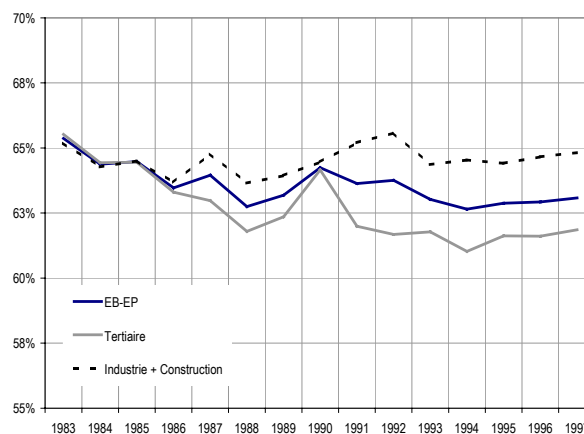
Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

Note de lecture : le coût relatif du travail peu qualifié est de 60 % en 1997 sur l'ensemble du champ ; il aurait été de 63 % sans les mesures d'allègements de cotisations sociales (graphique 6.1)

Graphique 7 : Rapport des taux de cotisations sociales employeur apparents, peu qualifié/qualifié



Graphique 8 : Rapport des salaires horaires bruts, peu qualifié/qualifié



Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

Tableau 3 : Décomposition de l'évolution du coût relatif du travail peu qualifié de 1993 à 1997

	Rapport des taux de cotisations employeur apparents ⁸ , peu qualifié/qualifié	Rapport des salaires bruts, peu qualifié/qualifié	Rapport des coûts du travail, peu qualifié/qualifié
Industrie	-4%	-2%	-6%
Construction	-3%	4%	1%
Industrie + Construction	-4%	-1%	-5%
Commerce	-5%	-1%	-6%
Services et autre tertiaire	-5%	-1%	-6%
Tertiaire	-5%	0%	-5%
Marchand non agricole, EB-EP	-5%	-1%	-6%

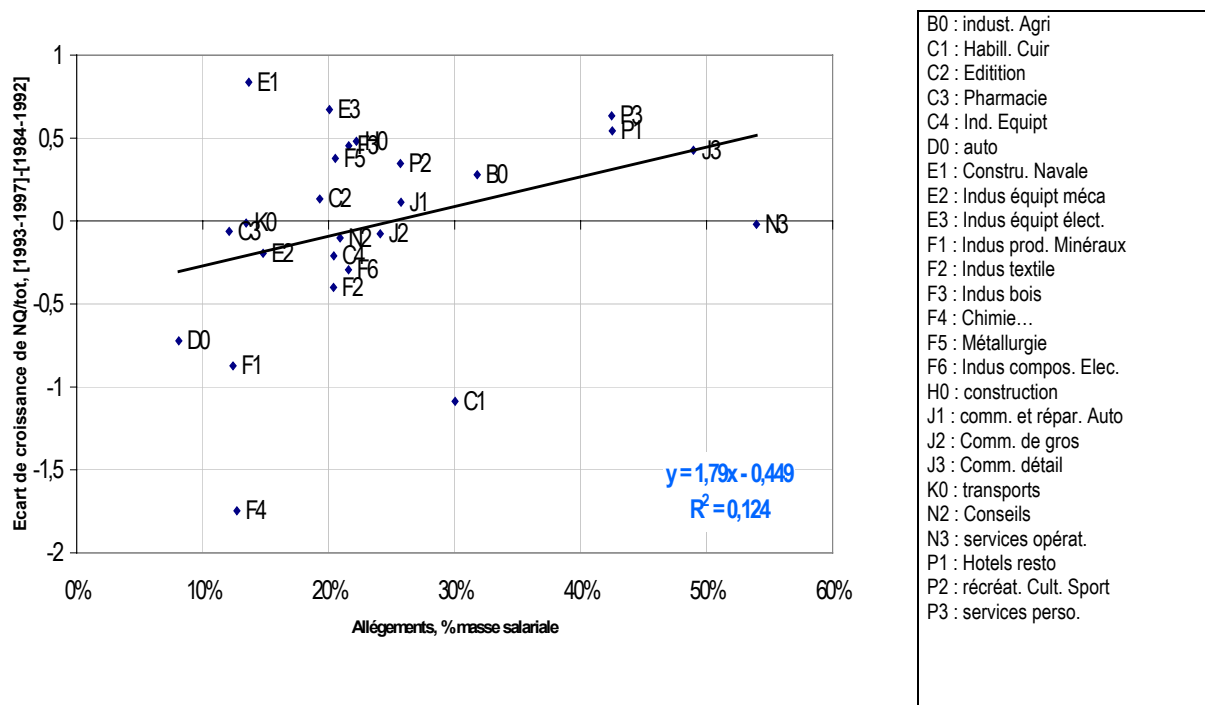
Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

1.5 Les secteurs qui ont le plus bénéficié des allègements sont-ils ceux où l'évolution de la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total a été la plus favorable ?

Les secteurs qui ont fortement bénéficié des allègements de cotisations sociales, comme ceux du tertiaire, sont également ceux qui, structurellement, créent beaucoup d'emplois. Une façon simple d'éliminer en partie la tendance consiste à considérer l'évolution de la part de l'emploi peu qualifié au cours de la période [1993-1997], exprimée en écart par rapport à la période précédente, [1984-1992]. La question que l'on se pose est de savoir si les secteurs où la part de l'emploi des peu qualifié s'est redressée par rapport à l'évolution tendancielle sont ceux qui ont le plus bénéficié des allègements de cotisations sociales. On se concentre donc ici sur les effets intra-sectoriels. De fait, la corrélation est positive (graphique 9). En particulier, la part de l'emploi peu qualifié a augmenté significativement dans certains secteurs du tertiaire qui ont effectivement beaucoup bénéficié des allègements. Toutefois, ce simple exercice ne permet pas d'attribuer aux allègements de cotisations sociales le redressement de la part de l'emploi peu qualifié.

⁸ Il s'agit du rapport des 1+taux de cotisations.

Graphique 9 : stabilisation de la part de l'emploi peu qualifié depuis 1993 et allègements de cotisations



Ecart de points de croissance de NQ/Tot de [1993, 1997] - [1984, 1992] en fonction des allègements bénéficiant au travail peu qualifié rapportés à la masse salariale de 1993

1.5 Décomposition de l'évolution de l'emploi inter et intra sectorielle

La stabilisation de la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total peut provenir de deux types d'évolution :

- Effet intra-sectoriel : au sein de chaque secteur, la part de l'emploi peu qualifié se serait redressée. La stabilisation de la part de l'emploi peu qualifié proviendrait d'une évolution intra-sectorielle favorable à l'emploi peu qualifié.
- Effet inter-sectoriel : les créations d'emplois se feraient de plus en plus dans des secteurs intensifs en travail peu qualifié. Les changements de structure de l'économie, développement des secteurs intensifs en travail peu qualifié, expliqueraient le redressement de la part de l'emploi peu qualifié.

Soient NQ_{it} , l'emploi peu qualifié du secteur i à la date t et NQ_t , dans l'ensemble de l'économie, L_{it} , l'emploi total du secteur i à la date t , et L_t dans l'ensemble de l'économie, la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total dans l'économie, PNQ_t s'écrit :

$$PNQ_t = \frac{\sum_i NQ_{it}}{\sum_i L_{it}} = \sum_i \frac{NQ_{it}}{L_{it}} \times \frac{L_{it}}{L_t}$$

On définit la variation de la part de l'emploi peu qualifié :

$$\Delta PNQ_t = PNQ_t - PNQ_{t-1}$$

Après décomposition, on obtient :

$$\Delta PNQ_t = \sum_k \frac{L_{it}}{L_t} \left(\frac{NQ_{it}}{L_{it}} - \frac{NQ_{it-1}}{L_{it-1}} \right) + \sum_k \frac{NQ_{it-1}}{L_{it-1}} \left(\frac{L_{it}}{L_t} - \frac{L_{it-1}}{L_{t-1}} \right)$$

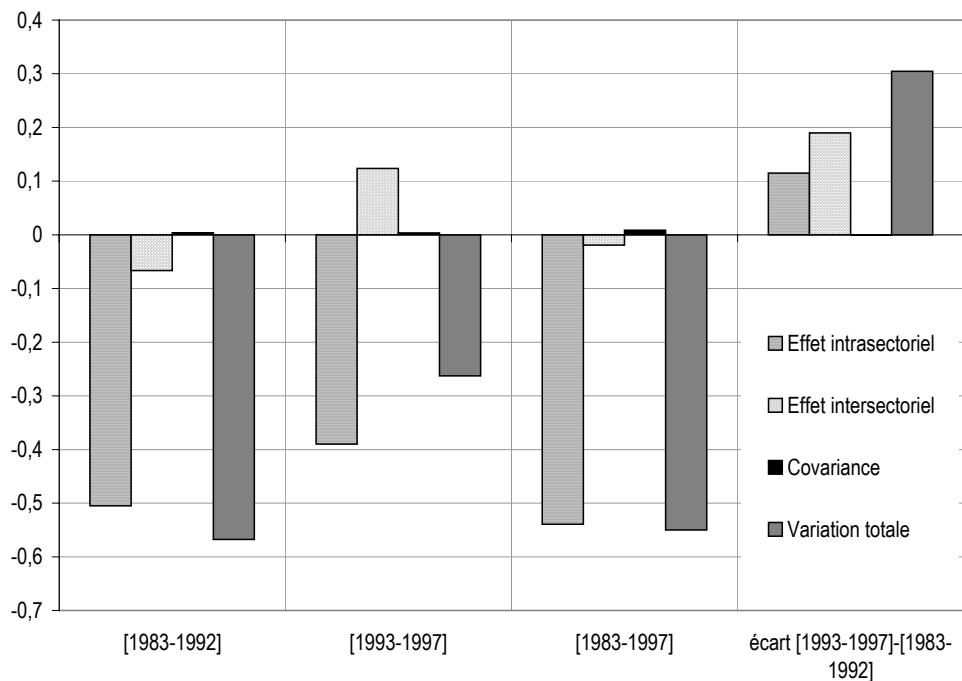
qui se réécrit :

$$\Delta PNQ_t = \underbrace{\sum_k \frac{L_{it-1}}{L_{t-1}} \Delta PNQ_{it}}_{\text{effet intra-sectoriel}} + \underbrace{\sum_k \frac{NQ_{it-1}}{L_{it-1}} \Delta \left(\frac{L_{it}}{L_t} \right)}_{\text{effet inter-sectoriel}} + \underbrace{\sum_k \Delta PNQ_{it} \times \Delta \left(\frac{L_{it}}{L_t} \right)}_{\text{covariation}}$$

L'effet intra-sectoriel représente l'évolution de la part de l'emploi peu qualifié à structure inchangée, c'est à dire pour une répartition de l'emploi entre les secteurs figée à une date. L'effet inter-sectoriel représente l'évolution de la part de l'emploi peu qualifié liée aux changements de structure de l'économie. La part de l'emploi peu qualifié du secteur est figée ; on estime l'évolution de la part de l'emploi peu qualifié issue du développement des secteurs intensifs en travail peu qualifié.

Selon cette décomposition, le redressement de la part de l'emploi peu qualifié depuis 1993 est majoritairement dû à un effet inter-sectoriel, c'est-à-dire au développement des secteurs intensifs en travail peu qualifié ou à une réallocation des créations d'emplois vers ces secteurs. Le graphique 9 met en évidence la corrélation entre l'évolution de la part de l'emploi peu qualifié au sein de chaque secteur et les allègements de cotisations sociales. Comme le redressement de la part de l'emploi peu qualifié depuis 1993 s'explique surtout par un effet inter-sectoriel, on peut se demander si les allègements de cotisations sociales ont également eu un impact sur l'emploi peu qualifié via un effet inter-sectoriel, c'est-à-dire en développant les secteurs intensifs en travail peu qualifié. Pour tenter de répondre à cette question, on étudie les deux relations liant les allègements à la variation de la part de l'emploi peu qualifié pondérée par le poids initial de l'emploi du secteur d'une part (graphique 11), et à la variation des poids sectoriels pondérés par la part initiale de l'emploi peu qualifié d'autre part (graphique 12). La première met en évidence la relation entre allègements et emploi peu qualifié via un effet intra-sectoriel et se rapproche donc de la corrélation étudiée dans la section précédente, la deuxième via un effet inter-sectoriel.

Graphique 10 : Décomposition de l'évolution de la part de l'emploi peu qualifié en effets inter et intra sectoriels

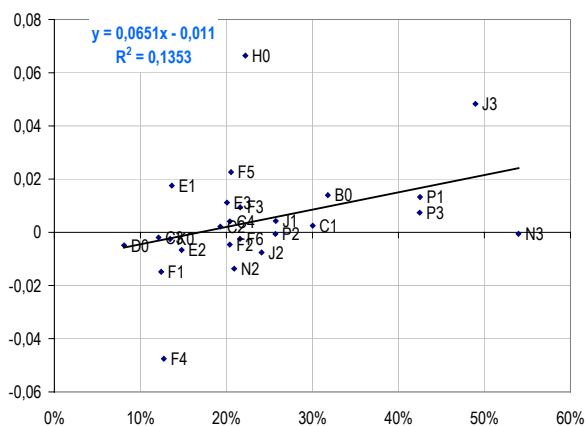


Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

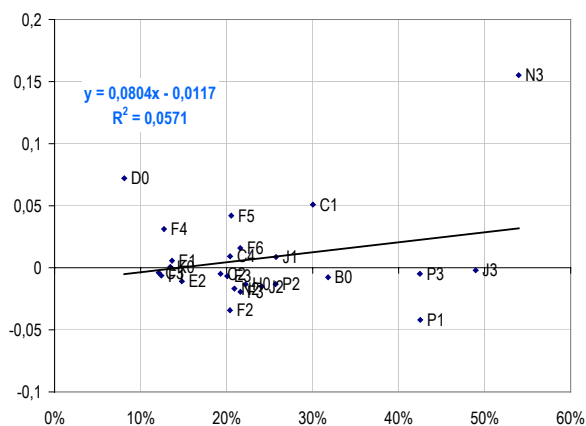
Les allègements ont contribué au redressement de la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total en élevant la part de l'emploi peu qualifié au sein des principaux secteurs, mais aussi peut-être en stimulant le développement des secteurs intensifs en travail peu qualifié. Toutefois, cette seconde corrélation est peu significative, sauf pour quelques secteurs comme celui des services opérationnels (N3), qui a massivement bénéficié des allègements et qui s'est considérablement développé.

Au total, le redressement de la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total provient d'un développement de l'emploi peu qualifié dans certains secteurs, mais aussi d'une modification de la structure de l'économie, fortement liée à la tertiarisation. Les allègements de cotisations sociales paraissent avoir eu un impact sur l'emploi à travers ces deux mécanismes.

Graphique 11 : Ecart de variation des parts sectorielles de l'emploi NQ pondérées par le poids sectoriel initial, [1997-1993] - [1983-1992] en fonction du montant d'allégement rapporté à la masse salariale



Graphique 12 : Ecart de variation des poids sectoriels pondérés par la part de l'emploi NQ initiale en fonction du montant d'allégement NQ rapporté à leur masse salariale



B0 : indust. Agri - C1 : Habill. Cuir - C2 : Edition - C3 : Pharmacie - C4 : Ind. Equipt - D0 : auto - E1 : Constru. Navale - E2 : Indus équipt méca
 E3 : Indus équipt élect. - F1 : Indus prod. Minéraux - F2 : Indus textile - F3 : Indus bois - F4 : Chimie... - F5 : Métallurgie - F6 : Indus compos. Elec.
 H0 : construction - J1 : comm. et répar. Auto - J2 : Comm. de gros - J3 : Comm. détail - K0 : transports - N2 : Conseils - N3 : services opérat.
 P1 : Hotels resto - P2 : récréat. Cult. Sport - P3 : services perso.

Source : Enquête Emploi (INSEE) et calculs de l'auteur

2 De l'impact sectoriel des allégements de cotisations sociales à l'effet macro-économique

La partie précédente a montré que les secteurs n'ont pas tous autant bénéficié des allégements de cotisations sociales, les différences entre secteurs s'expliquant par des différences de distributions de salaire et de développement du temps partiel. Le passage d'un impact sectoriel des allégements de cotisations sociales sur l'emploi à un effet agrégé n'est donc pas simple. De fait, les interdépendances entre secteurs sont à l'origine d'effets d'entraînement et d'effets de concurrence. Un secteur dont l'activité est stimulée par les allégements de cotisations sociales accroît sa demande de biens envers les autres secteurs, ce qui stimule l'activité des autres secteurs même s'ils bénéficient peu des allégements de cotisations sociales. Ces effets d'entraînement ont tendance à amplifier les effets sectoriels. A l'opposé, les secteurs qui bénéficient davantage des allégements sont en mesure de baisser le prix des biens produits et de gagner des parts de marché au détriment des autres secteurs. Ces effets de concurrence peuvent diminuer l'effet macro-économique par rapport à l'effet sectoriel. Le modèle présenté tente d'illustrer ces différents effets à travers une maquette simplifiée, qui toutefois ne saisit pas l'intégralité des interdépendances complexes qui peuvent exister.

2.1 Les hypothèses du modèle

Le modèle est très proche du modèle de concurrence imparfaite de Blanchard et Kiyotaki (1981) repris par Carnot (2000) et Malinvaud (2002) pour évaluer l'impact des allégements de cotisations sociales sur l'emploi. Il peut également être considéré comme une extension de la maquette de Salanié (2000) à plusieurs secteurs.

Le modèle est statique. On considère une économie constituée de K secteurs i produisant des biens imparfaitement substituables. La production de chaque secteur, Y_i contribue à la production de l'économie, Y . Cette fonction d'agrégation est de type CES :

$$Y = K^{\frac{1}{\eta-1}} \left(\sum_{i=1}^K Y_i^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (1)$$

Le paramètre η mesure l'élasticité de substitution entre les biens. On note P le prix du bien final qui est le numéraire.

Chaque bien est produit par une entreprise représentative du secteur à partir de deux facteurs de production, le travail qualifié Q_i et le travail peu qualifié N_i . L'élasticité de substitution entre le travail qualifié et le travail peu qualifié est notée σ . Le bien i est produit à partir d'une technologie CES :

$$Y_i = \left[\alpha_i N_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha_i) Q_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

où α_i est un paramètre caractérisant la technologie du secteur i . Le capital est absent du modèle, ce qui signifie que les décisions concernant le capital ont déjà été prises et n'interfèrent pas avec les décisions d'emploi. Les implications de cette hypothèse sont discutées plus loin. L'alternative consistait à définir un agrégat constitué du capital et du travail qualifié, comme dans Salanié (2000). Toutefois, cette solution ne prend en compte la décision d'investissement que de façon très imparfaite alors que les estimations et le calibrage s'en trouvent complexifiées puisqu'il est difficile de mesurer le capital et son coût, surtout au niveau sectoriel.

Comme dans Salanié (2000), on suppose qu'il n'y a pas de chômage des travailleurs qualifiés dont le coût du travail est identique entre les secteurs et noté C^Q . Le chômage ne porte que sur le segment des travailleurs peu qualifiés dont le coût du travail est rigide. On suppose que le coût du travail peu qualifié est fixé par le SMIC, \bar{W} . Comme on l'a montré dans la section précédente, le coût du travail des peu qualifiés varie entre les secteurs en raison des différences entre les distributions de salaire. Pour chaque secteur, on définit le paramètre δ_i , supposé exogène, qui dépend de la distribution de salaire du secteur. Le taux de cotisations employeur moyen du secteur, notés τ_i , dépend également de la distribution de salaire. Le coût du travail peu qualifié moyen du secteur i , C_i^N , s'écrit alors :

$$C_i^N = \delta_i \bar{W} (1 + \tau_i) \quad (3)$$

La prise en compte de l'hétérogénéité des taux de cotisations employeur du travail peu qualifié entre les secteurs constitue une innovation par rapport aux modèles de Carnot, Salanié et Malinvaud.

2.2 L'impact sectoriel

2.2.1 L'équilibre sectoriel

Le modèle est log-linéarisé. Toutes les variables en taux de croissance sont désignées par la lettre minuscule correspondante au niveau.

Les biens produits sont imparfaitement substituables. Chaque secteur fait face à une demande pour le bien produit :

$$y_i = y - \eta(p_i - p) \quad (4)$$

Les quantités de travail qualifié et peu qualifié demandées par le secteur sont issues du programme de minimisation des coûts sous contrainte technologique. On obtient les demandes de travail sectorielles, conditionnelles au niveau de production que le secteur souhaite atteindre :

$$n_i = y_i - \sigma(c_i^N - p_i) \quad (5)$$

$$q_i = y_i - \sigma(c_i^Q - p_i) \quad (6)$$

On en déduit également la frontière des prix des facteurs :

$$p_i = \theta_i c_i^N + (1 - \theta_i) c_q \quad (7)$$

avec θ_i , la part du coût du travail peu qualifié dans la masse salariale du secteur et $1 - \theta_i$, la part du travail qualifié dans la masse salariale du secteur :

$$\theta_i = \frac{C_i^N N_i}{C_i^N N_i + C^Q Q_i}$$

L'équilibre du secteur i est alors défini par le système d'équations (4) à (7), la demande de bien, les deux demandes de facteurs et la frontière des prix des facteurs. Les mécanismes à l'œuvre lors d'une baisse du coût du travail peu qualifié sont divers. Une baisse du coût du travail des peu qualifié accroît la demande de travail peu qualifié par un effet de substitution entre les deux types de travail. Elle permet également une baisse du prix du bien produit, d'autant plus que le secteur est intensif en travail peu qualifié. Mais cette baisse du prix limite la baisse du coût réel du travail peu qualifié et donc l'effet de substitution entre les facteurs de production. L'effet de substitution est donc d'autant plus fort que le secteur est peu intensif en travail peu qualifié. En revanche, la baisse du prix accroît la demande de bien i , d'autant plus que les biens sont substituables entre eux, ce qui en retour élève la demande de travail peu qualifié. Cet effet, dit de revenu, est d'autant plus important que le secteur est intensif en travail peu qualifié.

2.2.2 Estimation

L'impact d'une baisse du coût du travail sur l'emploi du secteur dépend de l'élasticité de substitution entre travail peu qualifié et qualifié qui peut être estimée en utilisant l'hétérogénéité des secteurs. Les équations (4) à (7) permettent d'estimer cette élasticité (σ). Plusieurs équations peuvent être considérées suivant les variables qui sont endogénéisées.

La demande de travail conditionnelle

Un premier modèle consiste à utiliser la demande de travail conditionnelle au prix et à la production du secteur (équation 4), où a est un estimateur de σ :

$$n_{it} = a(c_{it}^N - p_{it}) + by_{it} + u_{it}, \text{ modèle 1}$$

où les u_{it} sont des perturbations aléatoires non corrélées. Comme le modèle est écrit en taux de croissance, l'effet spécifique au secteur a été éliminé. On peut donc estimer ce modèle par les MCO. Toutefois, comme la variance intersectorielle des taux de croissance de l'emploi peu qualifié est

importante, l'estimation MCO consiste surtout à expliquer les différences de croissance moyenne de l'emploi peu qualifié par des différences d'évolution moyenne du coût du travail peu qualifié.

L'opérateur Within (ou intra-sectoriel) permet de voir si dans les secteurs où le coût du travail a baissé par rapport à son niveau moyen, l'emploi peu qualifié s'est accru par rapport à son niveau moyen. Ce type d'estimation est donc particulièrement adaptée à notre problème. Le modèle estimé est alors le suivant :

$$\ln N_{it} - \ln N_{i.} = a \left[\left(\ln \frac{C^N}{P} \right)_{it} - \left(\ln \frac{C^N}{P} \right)_{i.} \right] + b(\ln Y_{it} - \ln Y_{i.}) + u_{it}, \text{ modèle 1'}$$

L'inconvénient de ces deux modèles est de ne pas prendre en compte l'endogénéité des prix.

Endogénéisation des prix

On peut donc préférer tenir compte de la frontière des prix des facteurs et endogénéiser les prix (équations 4 et 7). On obtient alors une demande de travail fonction de l'écart de croissance entre le coût du travail peu qualifié et qualifié. Le coût du travail qualifié dépend également de la mesure à travers le bouclage. Toutefois, le lien entre coût du travail qualifié et allègements de cotisations sociales est plus indirect que celui entre prix et allègements. On peut donc préférer introduire le coût relatif, qui, contrairement aux prix peut être mesuré à partir de l'enquête emploi.

$$n_{it} = a(1 - \theta_{it-1})(c_{it}^N - c_{it}^Q) + by_{it} + u_{it}, \text{ modèle 2}$$

Cette équation ne peut pas être estimée telle qu'elle en Within puisqu'elle mêle des variables en niveau (θ_{it-1} , la part du coût salarial des peu qualifiés dans la VA) avec des variables en taux de croissance. On ne peut donc estimer qu'une approximation de cette équation :

$$\ln N_{it} - \ln N_{i.} = a \left[\left(\ln \frac{C^N}{C^Q} \right)_{it} - \left(\ln \frac{C^N}{C^Q} \right)_{i.} \right] + b(\ln Y_{it} - \ln Y_{i.}) + u_{it}, \text{ modèle 2'}$$

L'inconvénient de ce modèle est que le coefficient a contient de l'hétérogénéité puisque que l'on ne prend plus en compte les différences entre secteurs des θ_i .

De plus, les modèles (1), (1'), (2) et (2') ne prennent pas en compte l'endogénéité de la production, Y_i .

Endogénéisation de la production

Pour échapper à cette contrainte, on peut raisonner en termes de part du travail peu qualifié dans l'emploi total :

$$pnq_{it} = a \left(1 - \frac{N_{it-1}}{N_{it-1} + Q_{it-1}} \right) (c_{it}^N - c_{it}^Q) + u_{it}, \text{ modèle 3}$$

L'estimation de ce modèle par les Within pose le même problème que le modèle 2. Le paramètre estimé a des chances d'être hétérogène puisqu'il inclut les différences de part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total entre secteurs. Pour chaque secteur, la variable considérée est l'écart à la moyenne du secteur. On cherche ainsi à savoir si une forte baisse du coût relatif du travail par rapport à la moyenne

sectorielle s'est accompagnée d'un relèvement de la part de l'emploi peu qualifié par rapport à la moyenne sectorielle.

$$\ln PNQ_{it} - \ln PNQ_{i.} = a \left[\left(\ln \frac{C^N}{C^Q} \right)_{it} - \left(\ln \frac{C^N}{C^Q} \right)_{i.} \right] + u_{it}, \text{ modèle 3'}$$

Résultat des estimations

Ces modèles sont estimés en statique ou en dynamique, c'est à dire en ajoutant une endogène retardée. Comme l'échantillon est de taille assez petite, l'estimateur obtenu est biaisé (voir annexe 3).

Les résultats sont présentés dans le tableau (5). L'estimation par les MCO des modèles (1) et (2) (3) conduit à des résultats cohérents concernant l'élasticité, de 0,3 à 0,5, mais les R2 sont très faibles. En raison de la forte autocorrélation de l'emploi des peu qualifiés et de la part de l'emploi peu qualifié, l'estimation directe des modèles (1) (2) et (3), c'est-à-dire des modèles en taux de croissance, se justifie. Toutefois, on estime surtout des différences sectorielles plutôt que des différences d'évolution au sein des secteurs.

Les estimations within conduisent à des R2 plus satisfaisants. L'autocorrélation importante des variables endogènes incite à préférer les modèles dynamiques, même si, comme on l'a signalé, l'introduction d'une endogène retardée dans une estimation within pose certains problèmes. Comme le remarque Dormont (1994) pour le travail et le capital, il semble préférable d'estimer la demande de travail peu qualifié en fonction du coût réel du travail peu qualifié plutôt qu'en fonction du coût relatif des facteurs⁹. Le modèle (1') apparaît en effet préférable au modèle (2') où les coefficients ne sont pas tous significatifs. Dans le modèle (1'), l'élasticité de la demande de travail des peu qualifiés par rapport à la demande de bien est proche de un, ce qui correspondrait à une élasticité de long terme. Le modèle (3') qui permet d'éviter le problème de l'endogénéité de la production, en dynamique, conduit à des résultats cohérents. L'élasticité au coût à court terme ne paraît pas trop sous-estimée (0,26) et l'élasticité de long terme (0,9) est plausible dans la mesure où il est souvent avancé que l'élasticité de la demande de travail par qualification est supérieure à la demande de travail toutes qualifications confondues.

Ces résultats nous amènent à retenir in fine trois valeurs possibles de σ , l'élasticité de substitution entre travail peu qualifié et qualifié, 0,3, 0,5 qui correspondrait à une élasticité de court terme, et 1 pour l'effet de long terme. Ces valeurs impliquent des élasticités sectorielles de l'emploi peu qualifié à son coût de 0,4 ; 0,6 et 1,2.

⁹ Ce qui peut s'expliquer par le fait que l'on fait alors l'hypothèse supplémentaire que l'élasticité de la demande de travail à son coût est la même pour les deux types de qualification.

Tableau 5 : résultats des estimations de l'élasticité de substitution sectorielle entre travail qualifié et peu qualifié

	Estimation MCO			Estimation Within					
	Modèle (1)	Modèle (2)	Modèle (3)	Modèle (1')		Modèle (2')		Modèle (3')	
Endogène	nq	nq	pnq	lnNQ		lnNQ		lnPNQ	
				Statique	Dynamique	Statique	Dynamique	Statique	Dynamique
LnPNQ ₋₁									0,70*
lnNQ ₋₁					0,82*		0,87*		
$\ln(C^{NQ} / C^Q)$						-0,05	-0,18	-0,05	-0,23*
$\ln(C^{NQ} / P)$				-0,97*	-0,23*				
$c^{NQ} - p$	-0,27*								
$(1 - \theta_{-1})(c^N - c^Q)$		-0,32*							
$(1 - PNQ_{-1})(c^N - c^Q)$			-0,46*						
lnY				1,01*	0,23*	0,37	0,05		
y	0,09	0,09							
t				-0,04*		-0,04*	-0,005*	-0,03*	-0,01*
R2	0,07	0,08	0,09	0,51	0,84	0,37	0,84	0,64	0,81
MSE	0,12	0,12	0,10	0,19	0,10	0,21	0,11	0,12	0,09
élasticité de LT au coût	-0,27*	-0,32*	-0,46*	-0,97*	-1,26*	-0,05	-1,38	-0,05	-0,77*
élasticité de LT à la prod.	0,09	0,09		1,01*	1,23*	0,37	0,38		

2.3 Agrégation et bouclage macroéconomique

Les équations (4) à (7) définissent l'équilibre sectoriel. On détermine à présent l'équilibre macroéconomique. Pour mettre en évidence les mécanismes à l'œuvre, on commence par supposer que les distributions de salaire sont les mêmes entre les secteurs puis on relâche cette hypothèse.

Le cas de l'homogénéité des taux de cotisations employeur entre secteur

Si les distributions de salaire sont identiques, les secteurs ne se distinguent que par la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total. Les allègements de cotisations sociales sont donc répartis entre secteurs en fonction de cette part et le coût du travail peu qualifié est identique entre les secteurs, noté C^N . Ce cadre est celui présenté par Carnot (2000).

Les demandes de travail peu qualifié et qualifié agrégée s'obtiennent en agrégeant les demandes de travail sectorielles :

$$n = \sum_{i=1}^K \frac{N_i}{N} n_i$$

$$q = \sum_{i=1}^K \frac{Q_i}{Q} q_i$$

On montre (voir annexe 3) que l'agrégation des demandes de facteurs sectorielles, en tenant compte de la frontière des prix des facteurs et de la demande de bien permet d'obtenir les demandes agrégées de facteurs :

$$n = y - \chi(c^N - p) \quad (8)$$

$$q = y - \chi(c^Q - p) \quad (9)$$

Ainsi que la frontière des prix des facteurs agrégée

$$p = \theta c^N + (1 - \theta)c^Q \quad (10)$$

où :

$$\chi = \varphi\eta + (1 - \varphi)\sigma \quad (11)$$

$$\varphi = \frac{1}{\theta(1 - \theta)} \left[\sum_i \lambda_i \theta_i^2 - \left(\sum_i \lambda_i \theta_i \right)^2 \right]$$

$$\text{avec } \lambda_i = \frac{P_i Y_i}{P Y} \text{ et } \theta = \frac{\sum_{i=1}^K C^N N_i}{\sum_{i=1}^K (C^N N_i + C^Q Q_i)}$$

λ_i est le poids du secteur i dans l'économie, $\lambda_i \theta_i$ le poids du coût du travail peu qualifié dans la masse salariale totale de l'économie et θ la part du coût salarial du travail peu qualifié dans la masse salariale totale.

Le paramètre χ représente l'élasticité macro-économique de substitution entre facteurs ou l'élasticité de la demande de travail peu qualifié agrégée à son coût réel conditionnellement à la production. La valeur de ce paramètre indique donc l'effet d'une variation du coût du travail sur la demande de travail peu qualifié agrégée s'il n'y a pas d'effet sur la production. C'est une moyenne pondérée de σ , l'élasticité de substitution entre le travail peu qualifié et le travail qualifié et de η , l'élasticité de substitution entre les biens. Deux mécanismes sont donc présents au niveau macroéconomique. Le terme en σ recouvre le mécanisme usuel de réaction de la demande de travail peu qualifié à la baisse du coût (ou de substitution entre les deux facteurs). Il est à l'origine des effets intrasectoriels mis en évidence dans la partie précédente. Le terme en η provient de l'effet de la baisse du coût sur les prix sectoriels et donc sur la structure de la demande de bien. Il correspond davantage aux effets intersectoriels. Le paramètre φ mesurant le poids respectif des deux mécanismes, est un indicateur de dispersion empirique des θ_i donc des différences de technologie de production entre les secteurs. L'élasticité macro-économique est croissante avec l'élasticité de substitution entre les biens puisque les effets de revenu sont alors plus élevés.

Si le travail peu qualifié est identiquement réparti entre secteurs, c'est-à-dire si :

$$\forall i, \theta_i = \theta = \frac{C^N N}{C^N N + C^Q Q},$$

alors $\varphi = 0$ et $\chi = \sigma$. L'élasticité de la demande de travail agrégée est identique à l'élasticité de la demande de travail sectorielle. On montre (Carnot 2000) que le paramètre φ est fonction d'un indicateur de la dispersion des θ_i ; il est d'autant plus élevé que les secteurs utilisent le travail peu qualifié dans des proportions très différentes.

D'après (11), si $\eta > \sigma$, alors $\chi > \sigma$: l'élasticité de la demande de travail peu qualifié à son coût est plus forte au niveau agrégé qu'au niveau sectoriel. De fait, si l'élasticité de substitution entre les biens est plus forte que celle entre les facteurs de production, les secteurs qui bénéficient beaucoup des allègements vont embaucher des travailleurs peu qualifiés par un effet demande en plus de l'effet substitution. En pratique, c'est souvent le cas car η est calibré en remarquant que ce paramètre est inversement proportionnel au taux de marge¹⁰. Or, même un taux de marge de 100 % correspond à une valeur de 2 pour η .

L'effet d'une baisse du coût du travail sur l'emploi dépend de l'offre de travail et de l'effet indirect sur la production. On a supposé le salaire des peu qualifiés rigide, égal au salaire minimum. Il reste donc à faire une hypothèse sur l'offre de travail des qualifiés et sur la formation de leur salaire.

On fait l'hypothèse souvent retenue dans les maquettes « simplifiées » du marché du travail d'une absence de chômage des qualifiés. Pour une population active constante, le taux de croissance de l'emploi des qualifiés est nul :

$$q = 0 \quad (12)$$

Cette égalité permet de calculer le taux de croissance de la production :

¹⁰ Le taux de marge est $1/(\eta-1)$.

$$y = \chi(c^Q - p) \quad (13)$$

La frontière de production implique :

$$c^Q - p = -\frac{\theta}{1-\theta}(c^N - p) \quad (14)$$

On en déduit les taux de croissance d'équilibre de la production et de l'emploi peu qualifié en fonction du coût réel du travail peu qualifié :

$$y^* = -\frac{\theta}{1-\theta}\chi(c^N - p) \quad (15)$$

$$n^* = -\frac{\chi}{1-\theta}(c^N - p) \quad (16)$$

Cette méthode ignore donc les effets des mesures sur l'emploi qualifié. Certains modèles prennent en compte de façon très fine les comportements d'offre de travail des différentes catégories de salariés (Campens, et alii 2002) mais ignorent en contrepartie la composition sectorielle de l'économie. La prise en compte du chômage des travailleurs qualifiés met à l'œuvre deux effets contraires. D'une part, les substitutions entre travailleurs peu qualifié et qualifié sont défavorables au travail qualifié puisque leur coût devient relativement plus élevé. D'autre part, à travers les effets positifs sur la production, l'emploi des qualifiés s'accroît. Certaines estimations concluent que ce deuxième effet est très important et que l'emploi des peu qualifiés est fortement stimulé par les baisses de charge des peu qualifiés¹¹. Selon d'autres travaux, les allègements de charge spécialisent l'économie dans des activités peu productives, ce qui à long terme pourrait être défavorable à la production et donc au travail qualifié¹².

Une autre hypothèse clé du modèle est celle d'un salaire rigide des peu qualifiés. On pourrait supposer l'existence d'une courbe de Phillips sur les travailleurs peu qualifiés. Les effets positifs des baisses de cotisations sociales sur l'emploi des peu qualifiés seraient alors en partie contrés par des hausses de salaire rendues possibles par la baisse du chômage.

Le cas de l'hétérogénéité des baisses des taux de cotisations sociales

L'hypothèse d'homogénéité de la baisse du coût du travail des peu qualifiés entre les secteurs conduit à sous-estimer les effets qui passent par les prix. En effet, d'après l'équation (7), le prix du bien produit par un secteur baisse d'autant plus que ce secteur a fortement bénéficié des allègements. Dans la section précédente, on supposait que les différences d'évolutions de prix sectoriels ne provenaient que des différences d'intensité en travail peu qualifié. Dans cette section, on suppose qu'elles viennent également des différences de coût du travail des peu qualifié engendrées par des différences de distribution de salaire.

Les demandes de facteur s'agrègent comme dans la section précédente. Le détail des calculs est présenté en annexe. On a toujours :

$$n = \sum_{i=1}^K \frac{N_i}{N} n_i$$

¹¹ Campens, Duchène et Gianella (2002) ainsi que Crépon et Desplatz (2001).

¹² Hairault et Langot (2003).

Par ailleurs, comme on a supposé que la distribution des salaires restait inchangée au cours du temps, la log-linéarisation du coût du travail conduit à :

$$c_i^N = \bar{w} + t_i \quad (17)$$

où t_i est le taux de croissance de $1 + \tau_i$.

L'équation (17) fait apparaître un terme homogène, le taux de croissance du salaire minimal et un terme hétérogène, le taux de croissance du taux de cotisations sociales sectoriel. On comprend donc que l'agrégation des demandes de travail peu qualifié sectorielles conduira à une équation proche de l'équation (8), avec un terme en $\bar{w} - p$ à la place du terme $c^N - p$ et des termes plus complexes qui agrègent les t_i . On obtient :

$$n = y - \tilde{\chi}(\bar{w} - p) + F(t_i) \quad (18)$$

$$\tilde{\chi} = \tilde{\varphi}\eta + (1 - \tilde{\varphi})\sigma \quad (19)$$

$F(t_i)$ est une fonction qui agrège les t_i en tenant compte de la structure de l'économie (cf annexe). Ce terme est donc exogène. $\tilde{\varphi}$ est très proche de φ . L'équation (18) est la demande de travail peu qualifié agrégée conditionnelle à un niveau de production. En raison de l'hétérogénéité des taux de cotisations employeur, il n'est plus possible de faire ressortir analytiquement l'élasticité de la demande de travail à son coût. En revanche, il est possible de calculer analytiquement $\tilde{\chi}$, l'élasticité au salaire minimum qui est homogène.

Le bouclage du modèle se fait de façon identique. On en déduit :

$$n^* = -\frac{\tilde{\chi}}{1 - \theta}(\bar{w} - p) + G(t_i) \quad (20)$$

L'équation (20) exprime la relation entre l'emploi peu qualifié et son coût à l'équilibre. Elle correspond à l'équation (16) de la partie précédente. Le terme $G(t_i)$ représente l'effet des allègements de cotisations sociales sur l'emploi peu qualifié (cf annexe 3). Comme dans le cas de l'homogénéité sectorielle des baisses de cotisations sociales, ce terme est une moyenne pondérée de termes qui dépendent de l'élasticité de substitution sectorielle entre les facteurs de production et de l'élasticité de substitution entre les biens. Mais en raison de l'hétérogénéité des t_i , il n'est pas possible de faire ressortir analytiquement l'élasticité de l'emploi aux cotisations patronales.

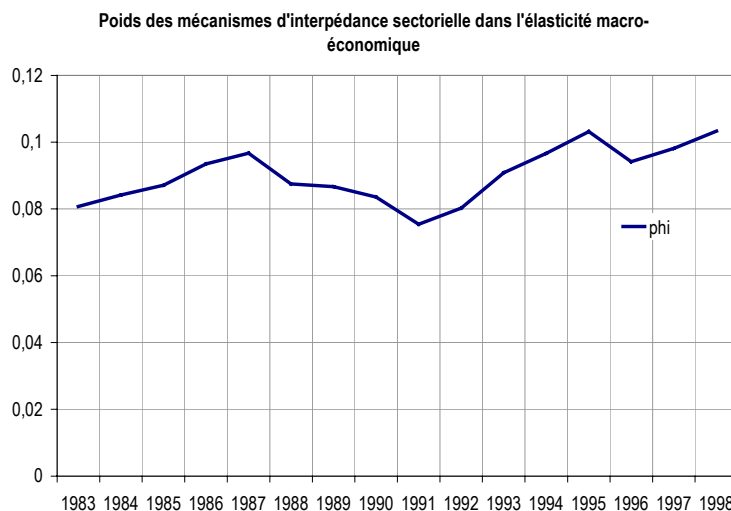
3 Résultats

3.1 Méthode d'estimation

L'élasticité sectorielle de l'emploi peu qualifié à son coût a été estimée dans la section précédente. D'autre part, on dispose des séries de coût du travail peu qualifié et qualifié par secteur, avant et après allègements de cotisations sociales. On connaît donc la baisse du coût du travail par secteur. L'effet macro-économique dépend de la structure sectorielle de l'économie (l'ensemble des variables de poids qui interviennent dans les équations). Toutes ces grandeurs sont calculées à partir de la base de donnée construite avec l'enquête emploi, en 1992 avant la mise en place des allègements ou à partir des comptes annuels :

- Les θ_i sont calculés à partir de l'enquête emploi comme la part de la masse salariale des peu qualifiés du secteur i dans la masse salariale du secteur i . En toute rigueur, il faut calculer la masse salariale des peu qualifiés à partir du coût moyen entre les secteurs du travail peu qualifié et introduire la variable π_i , le ratio entre ce coût moyen et le coût sectoriel. Toutefois, cela ne modifie les résultats qu'à la marge.
- θ , la part de la masse salariale des peu qualifié dans la masse salariale totale est égale à 16% en 1992 dans l'enquête emploi.
- Les parts des VA sectorielles dans la VA totale, λ_i sont calculés à partir des comptes annuels.
- Le paramètre φ qui détermine le poids de l'élasticité de substitution entre les biens et de l'élasticité sectorielle de l'emploi à son coût dans l'élasticité macro-économique de l'emploi à son coût est déduit des grandeurs précédentes. On retient la valeur de φ en 1992, soit 0,8. Notons que ce paramètre croît avec le temps, ce qui signifie que le poids des mécanismes d'interdépendance sectorielle s'accroît (voir graphique 11) même s'il reste faible. A ce niveau de la nomenclature, les secteurs sont en fait assez faiblement différents en termes de technologie.

Graphique 11



- Dans le cas des baisses de cotisations sociales hétérogènes entre les secteurs, le paramètre $G(t_i)$ est calculé de façon identique à partir des t_i simulés à l'aide de l'enquête emploi.
- L'élasticité de substitution entre les biens, η , est calibrée à partir des comptes annuels. Le modèle implique la relation suivante :

$$\frac{PY}{\sum_{i=1}^K (C_i^N NQ_i + C^Q Q_i)} = \frac{\eta}{\eta - 1}$$

A partir des comptes annuels, on peut calculer le ratio entre la valeur ajoutée et la masse salariale et en déduire un taux de marge par rapport à la masse salariale. En 1992, on obtient un taux de marge de 90% et une valeur de 2 pour η . Le taux de marge obtenu est beaucoup plus élevé qu'une valeur proche de 20 % que l'on retient souvent puisque le capital n'est pas pris en compte. Toutefois, retenir un taux

de marge de 20 % revient à faire une hypothèse supplémentaire puisque l'on ne peut pas mesurer facilement le capital et son coût. Pour rester cohérent avec l'absence de capital dans le modèle, la pondération θ est fonction du coût salarial, que l'on mesure directement. Si l'on avait introduit du capital, il aurait fallu calculer ces poids par rapport au coût de l'ensemble des facteurs et donc utiliser également dans le calcul des pondérations les hypothèses faites sur η . Ce calibrage alternatif est présenté dans l'annexe 5.

3.2 Résultats

On présente les effets des baisses de cotisations sociales sur l'emploi peu qualifié dans le tableau qui suit. La baisse du coût du travail peu qualifié issue des mesures d'allègements de charge est calculée par secteur à partir de l'enquête emploi, comme expliqué précédemment. Dans l'ensemble des secteurs marchands non agricoles, le coût du travail peu qualifié a augmenté de 5,6 % de 1992 à 1997 alors que sans les allègements de cotisations sociales, il aurait augmenté de 11,6 %. Les allègements ont donc permis une baisse de 6 points du coût du travail peu qualifié. Les effets emplois sont calculés sur un champ « élargi », c'est-à-dire en considérant l'emploi privé des comptes annuels de l'INSEE en 1992 auquel on applique la proportion de travail peu qualifié calculé dans l'enquête emploi.

L'impact des allègements est présenté pour les trois valeurs de l'élasticité de l'emploi peu qualifié sectorielle à son coût obtenues lors de l'estimation. On présente également les résultats pour deux valeurs de l'élasticité de substitution entre les biens (tableau 6) correspondant à un modèle sans ou avec capital. Toutefois, comme il est expliqué dans l'annexe 5, l'introduction du capital telle que le permet le modèle n'est pas jugée satisfaisante et ne peut donc être considérée que comme une approximation.

La première ligne du tableau donne l'élasticité sectorielle de l'emploi peu qualifié à son coût déduite des estimations. La dernière colonne peut être interprétée comme les effets de long terme de la mesure.

La partie (1) du tableau présente les effets emploi obtenus au niveau agrégé si tous les secteurs étaient identiques. La partie (2) présente les résultats si l'on tient compte de l'hétérogénéité des secteurs en termes de part de l'emploi peu qualifié. On distingue alors deux cas, selon que l'on suppose l'homogénéité des distributions de salaires entre les secteurs (2.a), ce qui est comparable aux estimations de Carnot (2000) et Malinvaud (2002) ou son hétérogénéité (2.b). Dans ce dernier cas, on n'applique plus la baisse du coût du travail moyenne (de 6 points) à chaque secteur, mais on applique à chaque secteur la baisse du coût du travail dans le secteur, telle qu'on l'a mesurée dans l'Enquête Emploi. Comme on l'a expliqué précédemment, on ne plus calculer simplement l'élasticité macro-économique de l'emploi à son coût. On calcule directement le pourcentage d'emplois créés par les allègements. En ramenant ces effets emplois à la baisse du coût du travail peu qualifié de l'ensemble de l'économie, on en déduit une pseudo-élasticité macro-économique (5) qui suppose une relation linéaire entre l'évolution de l'emploi et l'évolution du coût. Ces estimations sont reprises ensuite pour un modèle « avec capital ».

Les résultats sont les suivants :

- La prise en compte de l'hétérogénéité des secteurs en termes de part de l'emploi peu qualifié, mais pas en termes de distribution des salaires, ce qui est comparables aux estimations de Carnot (2000) et Malinvaud (2002), accentue les effets emploi des allègements. De fait, on est dans le cas où l'élasticité de substitution entre les biens est supérieure à l'élasticité de substitution entre les facteurs et donc, les secteurs bénéficiant beaucoup des allègements embauchent des travailleurs peu qualifiés par un effet demande en plus de l'effet substitution.

Ceci est d'autant plus vrai que la demande de bien est sensible au prix et donc que les biens sont fortement substituables entre eux.

- Si l'on tient compte de l'hétérogénéité des distributions de salaires et donc des différences de baisses de cotisations sociales entre secteurs, les effets sur l'emploi sont plus faibles que si l'on suppose l'homogénéité des baisses de cotisations sociales entre les secteurs. Ce résultat peut s'expliquer par l'existence d'une source de concurrence supplémentaire entre les secteurs. De fait, deux secteurs intensifs en travail peu qualifié peuvent avoir bénéficié différemment des allègements de cotisations sociales en raison de différences de distributions de salaire. Le secteur qui rémunère moins bien le travail peu qualifié bénéficie davantage des allègements et concurrence les autres secteurs intensifs en travail peu qualifiés dans lesquels les salaires sont plus élevés. Au total, pour une valeur faible de l'élasticité de substitution, l'effet macro-économique est assez proche de celui que l'on obtiendrait en négligeant les interdépendances sectorielles. Cela ne signifie pas que les mécanismes d'interdépendances sectorielles n'existent pas mais plutôt que les effets d'entraînement et de concurrence ont tendance à se compenser.
- La prise en compte du capital conduit à retenir une valeur plus élevée de l'élasticité de substitution entre les biens. L'impact des allègements de cotisations sociales est alors amplifié car les secteurs qui bénéficient beaucoup des allègements embauchent des travailleurs peu qualifiés par un effet demande en plus de l'effet substitution. Toutefois, ce résultat doit être considéré avec précaution (voir l'annexe 5)

Les travaux de Malinvaud et Carnot concluaient qu'en raison des effets d'interdépendances sectorielles, les effets macroéconomiques des allègements de cotisations sociales étaient assez différents des effets sectoriels. Ces auteurs supposaient que les baisses de cotisations sociales étaient identiques entre les secteurs et montraient que l'effet macro-économique était sans doute plus élevé que l'effet sectoriel. En effet, les secteurs intensifs en travail peu qualifié baissent leurs prix, détournent une partie de la demande et embauche des travailleurs peu qualifiés par cet effet en plus de l'effet substitution. On retrouve ce résultat si l'on fait la même hypothèse que ces auteurs. Le résultat est différent si l'on prend en compte les différences de baisses de cotisations sociales entre secteurs puisque dans ce cas, les secteurs intensifs en travail peu qualifié, qui bénéficient alors différemment des allègements de cotisations sociales, se font également concurrence entre eux.

Les résultats obtenus sont très sensibles aux deux paramètres centraux et donc conduisent à une fourchette large d'emplois créés. Pour mieux comprendre ces résultats, rappelons qu'une valeur faible de l'élasticité sectorielle de l'emploi à son coût est associée aux effets de court terme d'une baisse du coût du travail alors qu'une valeur supérieure à l'unité correspond davantage aux effets de long terme. Par ailleurs, on peut penser que l'élasticité de substitution entre deux biens est sans doute forte entre deux biens produits par deux entreprises d'un même secteur mais faible entre les biens représentatifs de deux secteurs, ce d'autant plus que l'on considère un niveau relativement agrégé de la nomenclature comme c'est le cas ici. Ces considérations nous amènent à retenir une valeur forte de l'élasticité sectorielle de l'emploi à son coût et une valeur faible de l'élasticité de substitution entre les biens (dernière colonne de l'estimation 2.b). Avec ces paramètres, de l'ordre de 165 000 emplois peu qualifiés en équivalent temps plein auraient donc été créés ou sauvegardés par les allègements de cotisations sociales. Cette estimation des effets emploi concernant uniquement les travailleurs peu qualifiés est très proche des résultats des autres études ex post disponibles, en particulier, celles de Crépon et Desplatz (2001) et de Gafsi (2004), qui ne concerne que les travailleurs. Les écarts d'estimation des différentes études portent essentiellement sur les emplois qualifiés.

Certains effets n'ont pas été pris en compte dans cette estimation. Tout d'abord, il a été supposé l'absence de chômage des travailleurs qualifiés et donc d'effet des allègements sur cette catégorie de travail. Or, comme les catégories emploi à bas salaire et emploi peu qualifié ne sont pas superposables¹³, un certain nombre d'emplois qualifiés ont directement bénéficié des allègements de cotisations sociales. A cet effet direct s'ajoutent les effets revenus qui doivent concerner les deux types de travail. Ces effets qui ne sont pas pris en compte dans l'étude, auraient tendance à augmenter l'impact sur l'emploi. Mais d'autres effets peuvent être à l'œuvre sur l'emploi qualifié. Le développement de secteurs fortement intensifs en travail peu qualifié a sans doute des effets de long terme négatifs sur la productivité et donc sur la croissance de l'économie (Langot et Hairaut). Par ailleurs, le financement des allègements n'est pas pris en compte et il est possible qu'il pèse sur le travail qualifié.

Il a également été supposé l'absence de négociation du salaire des peu qualifiés. Cette hypothèse aurait pour conséquence de surestimer l'effet des mesures puisque l'on ne prend pas en compte les hausses de salaires des peu qualifiés rendues possibles par la baisse du chômage de cette catégorie. Toutefois, le chômage de cette catégorie est resté très élevé et rend donc peu probable ce type de négociation. De plus, à partir de l'enquête emploi, il apparaît que le salaire relatif des peu qualifiés a peu évolué au cours de la période.

Le modèle ne prend qu'imparfaitement en compte le capital et donc les effets de substitution entre travail peu qualifié et capital. La prise en compte du capital pose des problèmes empiriques car il est très difficile de mesurer correctement le stock de capital et son coût. Des problèmes théoriques se posent également car le capital n'est pas un facteur flexible, d'où la nécessité de prendre en compte les délais d'ajustement.

Enfin, l'estimation s'arrête en 1997 alors que les allègements de cotisations sociales RBS se sont poursuivis pour les entreprises qui ne passaient aux 35 heures. En 1998 en particulier, les entreprises passées aux 35 heures étaient peu nombreuses ; les allègements RBS ont donc continué à créer des emplois. De ce point de vue, notre estimation sous-estime l'impact des allègements RBS sur l'emploi.

¹³ Certains qualifiés sont en dessous de 1,3 SMIC et inversement.

Tableau 6 : impact des allègements de cotisations sociales sur l'emploi peu qualifié (ETP)

Elasticité sectorielle de l'emploi peu qualifié à son coût	0,4	0,6	1,2
Homogénéité des secteurs (1)			
Emplois peu qualifiés créés ou sauvegardés	2,2 % 50 000	3,4 % 80 000	6,9 % 160 000
Hétérogénéité des parts de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total Modèle sans capital, $\eta = 2$ (2)			
+Homogénéité des distributions de salaire entre les secteurs (2.a)			
Elasticité macro-économique de l'emploi peu qualifié à son coût	0,5	0,7	1,3
Emplois peu qualifiés créés ou sauvegardés	3,1 % 78 000	4,4 % 110 000	7,7 % 190 000
+Hétérogénéité des distributions de salaire entre les secteurs (2.b)			
Elasticité macro-économique de l'emploi peu qualifié à son coût	0,4	0,6	0,9
Emplois peu qualifiés créés ou sauvegardés	2,8 % 70 000	3,9 % 97 000	6,6 % 164 000
Hétérogénéité des parts de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total Modèle avec capital, $\eta = 5$ (2')			
+Homogénéité des distributions de salaire entre les secteurs (2'.a)			
Elasticité macro-économique de l'emploi peu qualifié à son coût	0,8	1,0	1,6
Emplois peu qualifiés créés ou sauvegardés	4,8 % 119 000	6,1 % 150 000	9,3 % 230 000
+Hétérogénéité des distributions de salaire entre les secteurs (2'.b)			
Elasticité macro-économique de l'emploi peu qualifié à son coût	0,6	0,8	1,2
Emplois peu qualifiés créés ou sauvegardés	4,4 % 110 000	5,5 % 140 000	8,2 % 204 000

Conclusion

La part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total s'est stabilisée au milieu des années 90. Cette stabilisation observée au niveau macro-économique est essentiellement le fait du tertiaire. Dans l'industrie, la part de l'emploi peu qualifié a continué à se dégrader jusqu'en 1998, à un rythme plus important que les pertes d'emplois de ce secteur. Le tertiaire est devenu un secteur plus intensif en travail peu qualifié que l'industrie. Cette rupture dans l'évolution de la part de l'emploi peu qualifié coïncide avec la baisse du coût relatif du travail peu qualifié qui elle-même coïncide avec les mesures d'allègement de cotisations sociales. Les allègements de cotisations sociales ont majoritairement bénéficié au tertiaire en raison d'une distribution des salaires plus resserrée vers le bas dans ce secteur. Par ailleurs, ils ont été mieux ciblés vers le travail peu qualifié dans ce secteur. En permettant une baisse importante du coût du travail dans le tertiaire, les allègements de cotisations sociales sont donc susceptibles d'avoir contribué au redressement de la part de l'emploi peu qualifié en stimulant les créations d'emplois dans certains secteurs, mais aussi en favorisant les réallocations d'emploi vers le tertiaire au détriment de l'industrie.

Les allègements de cotisations sociales ayant inégalement profité aux secteurs, il est apparu important de prendre en compte les interdépendances entre secteurs pour évaluer l'effet macro-économique des allègements de cotisations sociales. Si au total, le nombre d'emplois peu qualifiés créés par les allègements de cotisations sociales est assez proche que l'on prenne en compte ou pas les interdépendances entre secteurs, ce résultat ne signifie pas que les effets d'interdépendance n'existent pas. Il s'explique par le fait que les effets d'entraînement et les effets de concurrence ont tendance à se compenser. Il n'est toutefois pas improbable qu'à long terme, les effets de concurrence l'emportent sur les effets d'entraînement. Les résultats obtenus ici sont très liés au niveau d'agrégation. L'étude se situant à un niveau sectoriel relativement agrégé, les effets de substitution entre biens sont assez faibles, ce qui explique en partie le fait que le passage du niveau sectoriel au niveau macro-économique ne modifie pas beaucoup les résultats. Il serait intéressant de reproduire ce type d'étude à partir d'une estimation au niveau de l'entreprise car les effets de concurrence entre les entreprises sont sans doute beaucoup plus forts qu'entre les secteurs.

Bibliographie

Audric S., Givord et C. Prost (2000), « Estimation de l'impact sur l'emploi non qualifié des mesures de baisse de charges », *Revue Economique* vol 51 n°3, p. 513-522.

Blanchard O. et N.Kiyotaki (1987), « Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demnd », *American Economic Review*, vol 77-4, p. 647-666.

Cahuc P. (2002), « Baisser les charges sociales : jusqu'où et comment ? », Document de travail du COE n°59.

Campens E., Duchêne S., Doisy S. et Gianella C. (2002), « Un modèle d'appariement avec hétérogénéité du facteur travail : un nouvel outil d'évaluation des politiques économiques », Note Direction de la Prévision.

Carnot N. (2000), « Qualification, coût du travail et chômage des peu qualifiés : une maquette synthétique d'évaluation », miméo.

Chardon O. (2001), « Les transformations de l'emploi non qualifié depuis vingt ans », *Insee Première* n°796.

Crépon B. et R. Desplatz (2001), « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Economie et Statistique*, n°348, p. 1-24.

Gafsi I., L'Horty Y. et F. Mihoubi (2004), « Vingt ans d'évolution de l'emploi peu qualifié et du coût du travail : des ruptures qui coïncident ? », document de travail EPEE 04-02R

Gafsi I., L'Horty Y. et F. Mihoubi (2004), « Allègement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation », document de travail EPEE 04-03R

Germain J-M. (1997), « Allègements de charges sociales, coût du travail et emploi dans les modèles d'équilibre : enjeux et débats », *Economie et Statistique*, n°301-302, p 73-94.

Gubian A. et S. Ponthieux, « Emplois non qualifiés, emplois à bas salaires et mesures d'allègement du coût du travail », *Premières synthèses, DARES*, n°51.1.

Jugnot S., (2002), « Combien d'emplois créés par la Réduction du temps de travail ? », *Données sociales, INSEE*, p. 255-262.

Laffargue J-P. (2000), « Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires », *Revue Economique*, 51(3), p. 489-498.

Malinvaud E. (2002), « Sur l'agrégation des demandes de travail non-qualifié », *Annales d'Economie et de Statistique* n°66, p. 41-80.

Salanié B. (2000), « Une maquette analytique de long terme du marché du travail », *Economie et Prévision*, n°146, p. 1-15.

Annexe 1 : les données

Les résultats sont obtenus à partir des enquêtes emploi de 1983 à 1997. Trois générations d'enquête sont raccordées : 1983-1989, 1990-1992, 1993-1997. Des problèmes de raccordement peuvent exister pour deux raisons principales :

- Dans la première génération, on ne dispose que d'un salaire par tranche. Le traitement retenu consiste à appliquer le salaire moyen de la tranche à chaque salarié de la tranche. Par ailleurs, il est possible que les déclarations sur les salaires et les primes soient de mieux en mieux renseignées au cours du temps.
- Le champ considéré : avant 1990, la variable sur le statut des personnes est plus détaillé qu'après.

Toutefois, les séries obtenues ne paraissent pas comporter de rupture importante. Dans toute l'étude, on privilégie les séries exprimées en ratio, ce qui limite les effets liés aux changements d'enquêtes.

Les classifications par NAF n'existant que depuis 1993, il a fallu faire un changement de nomenclature et passer de la NAP à la NAF. Cette opération ne paraît pas avoir introduit d'erreurs.

L'emploi peu qualifié est défini à partir de la profession donnée par la PCS. Toutefois, la PCS distingue le niveau de qualification des ouvriers mais pas des employés. La qualification des employés est donc définie profession par profession en tenant compte de la spécialité de formation de la personne en emploi (Chardon 2001).

Annexe 2 Historique des allègements généraux de cotisations sociales ciblés sur les bas salaires

Ces tableaux n'incluent pas les allègements de cotisations sociales liés à la mise en place d'une réduction du temps de travail.

Date	N°	Degressivité	Proratisation	Tranche de salaire*	Allègement En % du salaire brut*
01/07/93- 31/12/94	1	non	non	salaire < 1,1 SMIC 1,1smic ≤ salaire ≤ 1,2smic	5,4% 2,7%
01/01/95- 01/10/96	1'	non	non	salaire < 1,2 SMIC 1,2smic ≤ salaire ≤ 1,3smic	5,4% 2,7%
01/09/95- 01/10/96	2	oui	oui (si nbre d'heures <39)	salaire ≤ 1,2smic	0,64*(7500-salaire brut)
01/10/96- 31/12/97	3	oui	non	salaire < smic smic ≤ salaire < 1,33smic	0,182*salaire brut 0,55*(8521.03-salaire brut)
01/01/98	4	oui	oui (si nbre d'heures <39)	salaire < 1,3smic	0,607*(8663-salaire brut)

* : salaire mensuel

Calendrier

Période :	01/07/93-31/08/95	01/09/95-30/09/96	01/10/96-31/12/97	01/01/98
Allègement en vigueur	1 puis 1'	1'+2	Fusion en 3	4

Annexe 3

On explique ici l'agrégation des demandes de facteur dans le cas du travail peu qualifié.

La combinaison des équations (4) (5) et (7) implique que :

$$n_i = y - \eta [\theta_i c_i^N + (1 - \theta_i) c^Q - p] - \sigma (1 - \theta_i) (c_i^N - c^Q) \quad (*)$$

Les demandes de travail s'agrègent selon :

$$n = \sum_{i=1}^K \frac{N_i}{N} n_i$$

La frontière des prix des facteurs au niveau agrégé s'obtient ainsi :

$$p = \sum_{i=1}^K \frac{P_i Y_i}{PY} p_i$$

Le cas de l'homogénéité du coût du travail peu qualifié par secteur.

Dans le cas de l'homogénéité des baisses de coût du travail peu qualifié, on remarque que :

$$\theta_i = \frac{C_i^N N_i}{C_i^N N_i + C^Q Q_i} = \frac{C^N N_i}{C^N N_i + C^Q Q_i}$$

L'agrégat des demandes de travail s'écrit alors :

$$n = \sum_{i=1}^K \frac{N_i}{N} n_i = \sum_{i=1}^K \frac{\theta_i \lambda_i}{\theta} n_i$$

$$(\text{et de même } q = \sum_{i=1}^K \frac{Q_i}{Q} q_i = \sum_{i=1}^K \frac{(1 - \theta_i) \lambda_i}{(1 - \theta)} q_i)$$

$$\text{avec } \lambda_i = \frac{P_i Y_i}{PY}, \theta = \frac{\sum_{i=1}^K C^N N_i}{\sum_{i=1}^K (C^N N_i + C^Q Q_i)}, \lambda_i \theta_i = \frac{C^N N_i}{\sum_{i=1}^K (C^N N_i + C^Q Q_i)}$$

$$\text{Comme } C^N N_i + C^Q Q_i = \frac{\eta}{\eta - 1} P_i Y_i, \text{ on vérifie que : } \theta = \sum_i \lambda_i \theta_i$$

L'agrégation des frontières des prix des facteurs implique :

$$p = \theta c^N + (1 - \theta) c^Q$$

Cette équation permet de remplacer c^Q par sa valeur dans l'équation (*). On en déduit que :

$$n = y - \chi(c^N - p))$$

$$\text{avec } \chi = \varphi\eta + (1 - \varphi)\sigma \text{ et } \varphi = \frac{1}{\theta(1 - \theta)} \left[\sum_i \lambda_i \theta_i^2 - \left(\sum_i \lambda_i \theta_i \right)^2 \right].$$

Le cas de l'hétérogénéité du coût du travail peu qualifié par secteur.

Dans ce cas, il n'est plus possible d'agréger les demandes de travail sectorielles avec la même pondération :

$$n = \sum_{i=1}^K \frac{N_i}{N} n_i = \sum_{i=1}^K \frac{\theta_i \lambda_i \pi_i}{\theta} n_i$$

$$\text{avec } \lambda_i = \frac{P_i Y_i}{P Y}, \theta = \frac{\sum_{i=1}^K C_i^N N_i}{\sum_{i=1}^K (C_i^N N_i + C^Q Q_i)}, \pi_i = \frac{C_i^N}{C_i^N} \text{ et } C^N = \sum_{i=1}^K \frac{N_i}{N} C_i^N$$

$$\text{On a toujours que } C_i^N N_i + C^Q Q_i = \frac{\eta}{\eta - 1} P_i Y_i, \text{ on vérifie que : } \theta = \sum_i \lambda_i \theta_i = \sum_i \lambda_i \theta_i \pi_i$$

On remarque que dans ce cas :

$$c_i^N = \bar{w} + t_i$$

L'agrégation des frontières des prix des facteurs implique :

$$p = \sum_{i=1}^K \lambda_i \theta_i c_i^N + (1 - \theta) c^Q$$

$$\text{ou } p = \theta \bar{w} + \sum_{i=1}^K \lambda_i \theta_i t_i + (1 - \theta) c^Q$$

On procède ensuite de la même façon que dans le cas de l'homogénéité des baisses du coût. On obtient :

$$n = y - \tilde{\chi}(\bar{w} - p) + F(t_i)$$

avec :

$$\tilde{\chi} = \tilde{\varphi}\eta + (1 - \tilde{\varphi})\sigma$$

$$\tilde{\varphi} = \frac{1}{\theta(1 - \theta)} \left[\sum_i \lambda_i \theta_i^2 \pi_i - \left(\sum_i \lambda_i \theta_i \pi_i \right)^2 \right]$$

$$F(t_i) = \sigma \left[\frac{1}{\theta} \sum_i \theta_i^2 \lambda_i \pi_i t_i - \frac{1}{\theta} \sum_i \theta_i \lambda_i \pi_i t_i - \frac{\theta - \sum_i \theta_i^2 \lambda_i \pi_i}{\theta(1-\theta)} \sum_i \lambda_i \theta_i t_i \right]$$

$$+ \eta \left[-\frac{1}{\theta} \sum_i \theta_i^2 \lambda_i \pi_i t_i + \frac{\theta - \sum_i \theta_i^2 \lambda_i \pi_i}{\theta(1-\theta)} \sum_i \lambda_i \theta_i t_i \right]$$

En remplaçant y par sa valeur, on obtient que :

$$n^* = -\frac{\tilde{\chi}}{1-\theta} (\bar{w} - p) + G(t_i)$$

avec :

$$G(t_i) = \sigma \left[\frac{1}{\theta} \sum_i \theta_i^2 \lambda_i \pi_i t_i - \frac{1}{\theta} \sum_i \theta_i \lambda_i \pi_i t_i - \frac{\theta + \theta(1-\tilde{\varphi}) - \sum_i \theta_i^2 \lambda_i \pi_i}{\theta(1-\theta)} \sum_i \lambda_i \theta_i t_i \right]$$

$$+ \eta \left[-\frac{1}{\theta} \sum_i \theta_i^2 \lambda_i \pi_i t_i + \frac{\theta - \tilde{\varphi}\theta - \sum_i \theta_i^2 \lambda_i \pi_i}{\theta(1-\theta)} \sum_i \lambda_i \theta_i t_i \right]$$

Annexe 4 :rappel sur les estimations en données de panel

Les variables en niveau se caractérisent par une extrême prépondérance de la variabilité intersectorielle (between) dans la variance totale. Les fortes différences de niveaux entre les secteurs se traduisent par une grande autocorrélation des variables au sein du secteur et par conséquent dans la dimension totale. Une fois les effets sectoriels enlevés ($x_{it}-x_i$), l'autocorrélation diminue et la corrélation avec la variable temps dans cette dimension augmente.

L'estimateur intra ou within, qui se situe dans une dimension essentiellement temporelle néglige la plus grande part d'information contenue dans l'échantillon, est très sensible aux erreurs de spécification comme l'omission de variables conjoncturelles de court terme. Les MCO sont plus robustes et tiennent compte essentiellement des différences entre secteurs. Cependant, cette robustesse a pour contrepartie des difficultés à appréhender la dynamique. Si l'on estime par les MCO un modèle autoregressif, on aboutit à une valeur fortement biaisée vers un pour la variable endogène retardée et des autres paramètres proches de zéro.

Les MCO correspondent donc à une régression en coupe alors que les within saisissent la dimension temporelle mais sont plus fragiles en termes d'erreur de spécification.

En général, pour des variables en taux de croissance les proportions sont inversées pour la structure de la variance. Toutefois, dans notre échantillon, la variance between n'est pas négligeable, en particulier pour le taux de croissance de l'emploi peu qualifié. Le constat général vient du fait que le taux de croissance élimine une partie importante de l'autocorrélation. Dans ce cadre, il est tout à fait possible d'estimer par les MCO des modèles autoregressifs par exemple. L'estimateur within est d'interprétation peu immédiate puisqu'il s'agit en un sens d'estimation sur des « différences de différences ».

L'introduction d'une endogène retardée pose un certain nombre de problèmes.

Si $N \rightarrow \infty$ et T fixé, les estimateurs MCO et within sont biaisés mais les différents estimateurs encadrent les vraies valeurs :

-du coefficient de la variable retardée

Within < vraie valeur < MCQG < MCG < MCO < Between

-du coefficient de la variable exogène

Between < MCO < MCG < MCQG < vraie valeur < Within

Mais dans le cas où l'autocorrélation de la variable endogène est forte, l'estimateur Within est moins biaisé que le MCO.

Si $N \rightarrow \infty$ et $T \rightarrow \infty$, les estimateurs Within, MCG et MCQG sont convergents.

Annexe 5 : la prise en compte du capital

Il est possible d'introduire le capital comme un facteur complémentaire du travail qualifié tel que le propose Salanié (2000). L'introduction du capital de cette façon aurait deux implications :

- les paramètres de pondération seraient modifiés puisque l'on doit les calculer par rapport à l'ensemble des coûts plutôt qu'aux seuls coûts salariaux. En remarquant la relation :

$$C_i^N N_i + C_i^Q Q_i + C_i^K K_i = \frac{\eta - 1}{\eta} P_i Y_i,$$

et en fixant une valeur de η , on peut calculer les pondérations. Comme on l'a expliqué précédemment, le rôle des mécanismes d'interdépendances sectorielles est d'autant plus fort que les secteurs utilisent des quantités différentes de travail peu qualifié. Or, les secteurs apparaissent plus hétérogènes en termes de part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total qu'en termes de part de l'emploi peu qualifié dans l'ensemble des facteurs de production. Le poids de ces mécanismes est donc plus faible si l'on prend en compte le capital. En revanche, l'élasticité de substitution à retenir est plus forte puisqu'elle doit correspondre à un taux de marge sur l'ensemble des coûts. Avec une élasticité de substitution de 5 qui correspond à un taux de marge de 25 %, on est plus souvent dans le cas où $\eta > \sigma$. L'impact des mesures est donc amplifié par la prise en compte de l'hétérogénéité sectorielle.

- l'élasticité de substitution sectorielle entre les facteurs est modifiée. Il est toutefois difficile de l'estimer puisque l'on n'a pas d'estimation du capital ni de son coût au niveau sectoriel. En fixant une valeur de η , on peut tenter de reconstruire ces séries puis de faire des estimations sectorielles. Cette méthode reste toutefois très approximative.

Au total, on obtient que les effets d'interdépendances sectorielles amplifient les effets des mesures d'allègements de cotisations sociales. Si l'on suppose de plus que l'introduction du capital ne modifie pas l'élasticité de substitution entre les facteurs, les emplois créés par les mesures d'allègements sont plus élevés. Toutefois, cette estimation n'est pas pleinement satisfaisante. D'une part, les résultats sont alors fortement déterminés par η , paramètre qu'il est très difficile de mesurer. D'autre part, on peut penser que les comportements des entreprises sont très éloignés d'un schéma où elles décideraient à chaque date d'un couple de facteurs composé de l'agrégat capital-travail qualifié et du travail peu qualifié. Les décisions d'investissement se fondent sur l'évaluation de l'ensemble des cash-flows futurs. Ce sont des décisions dynamiques qui ne peuvent pas être révisées à chaque date en raison de l'irréversibilité au moins partielle de l'investissement.

- № 1 *La négociation salariale de branche entre 1985 et 1993*, par Olivier BARRAT (DARES), septembre 1994.
- № 2 *Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude sur la période 1984-1992*, par S. LAGARDE (INSEE), E. MAURIN (DARES), C. TORELLI (INSEE), octobre 1994.
- № 3 *L'impact du coût sur la substitution capital-travail*, par Ferhat MIHOUBI (DARES), novembre 1994.
- № 4 *Éducation, expérience et salaire. Tendances et évolutions de long terme*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), novembre 1994.
- № 5 *Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), décembre 1994.
- № 6 *Perception et vécu des professions en relation avec la clientèle*, par Sabine GUYOT et Valérie PEZET (Institut pour l'amélioration des conditions de travail), déc. 1994.
- № 7 *Collectifs, conflits et coopération dans l'entreprise*, par Thomas COUTROT (DARES), février 1995.
- № 8 *Comparaison entre les établissements des PME des grandes entreprises à partir de l'enquête RÉPONSE*, par Anna MALAN (DARES) et Patrick ZOUARY (ISMA), septembre 1996.
- № 9 *Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : une approche sur données d'entreprises*, par Gilbert CETTE et Élisabeth KREMP (Banque de France), novembre 1996.
- № 10 *Les rythmes de travail*, par Michel CÉZARD et Lydie VINK (DARES), décembre 1996.
- № 11 *Le programme d'entretien auprès des 900 000 chômeurs de longue durée - Bilan d'évaluation*, par Marie RUAULT et René-Paul ARLANDIS (DARES), mars 1997.
- № 12 *Créations et suppressions d'emplois et flux de main-d'oeuvre dans les établissements de 50 salariés et plus*, par Marianne CHAMBAIN et Ferhat MIHOUBI (DARES), avril 1997.
- № 13 *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis*, par Olivier CORTES et Sébastien JEAN (CEPII), mai 1997.
- № 14 *Bilan statistique de la formation professionnelle en 1995-1996* - DARES, mai 1997.
- № 15 *Les bas salaires en France 1983-1997*, par Pierre CONCIALDI (IRES) et Sophie PONTHEUX (DARES), octobre 1997.
- № 16 *Les jeunes en difficulté à travers le réseau des missions locales et des PAIO entre 1994 et 1996 - Résultats du panel TERSUD de 1997*, DARES et DIJ, janvier 1998.
- № 17 *L'impact macro-économique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macro-économiques*, DARES (Mission analyse économique), SEMEF-BDF, OFCE, janvier 1998.
- № 18 *L'opinion des Français face au chômage dans les années 80-90*, par Jacques CAPDEVIELLE et Arlette FAUGERES (CEVIPOF), janv. 1998.
- № 19 *Intéressement et salaires : Complémentarité ou substitution ?* par Sylvie MABILE, DARES, mars 1998.
- № 20 *L'impact économique de l'immigration sur les pays et régions d'accueil : modèles et méthodes d'analyse*, par Hubert JAYET, Université des sciences et technologies de Lille I, avril 1998.
- № 21 *Analyse structurelle des processus de création et de suppression d'emplois*, par Frédéric KARAMÉ et Ferhat MIHOUBI, DARES, juin 1998.
- № 22 *Quelles place pour les femmes dans les dispositifs de la politique de l'emploi entre 1992 et 1996 ?*, par Franck PIOT, DARES, août 1998.
- № 23 *Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail*, par Lionel DOISNEAU, DARES, sept. 1998.
- № 24 *Le programme « Nouveaux services-Emplois jeunes », d'octobre 1997 à octobre 1998*, par Françoise BOUYGARD, Marie-Christine COMBES, Didier GÉLOT, Carole KISSOUN, DARES, novembre 1998.
- № 25 *Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale*, par Sandrine DUCHÊNE et Alain JACQUOT, DARES et INSEE, mars 1999.
- № 26 *Stratégies concurrentielles et comportements d'emploi dans les PME - Un état de la littérature*, par Philippe TROUVÉ, avril 1999.
- № 27 *Effets sur les trajectoires des chômeurs d'un passage dans deux dispositifs de politique d'emploi (CES-SIFE), Rapport final pour la convention du 15/06/98 (n° 98020) passée entre le Gréquam et la Dares*, Christelle BARAILLER, mai 1999.
- № 28 *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, par Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX, ERMES- Paris II et DARES, juin 1999.
- № 29 *Les allocataires du RMI et l'emploi*, par Dominique ARNOUT (Rapport de stage), juin 1999.
- № 30 *Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail*, par Anne-Lise AUCOUTURIER, Thomas COUTROT (DARES) et Étienne DEBAUCHE (Université Paris X-Nanterre), septembre 1999.
- № 31 *Le mandatement dans le cadre de la loi du 13 juin 1998*, par Christian DUFOUR, Adelheid HEGE, Catherine VINCENT et Mouna VIPREY (IRES), octobre 1999.
- № 32 *L'effort financier des collectivités locales dans la lutte contre le chômage et pour l'aide à l'emploi*, par Jacques ABEN, Paul ALLIES, Mohammad-Saïd DARVICHE, Mohammed DJOULDEM, Muriel FROEHLICH, Luis DE LA TORRE, octobre 1999.
- № 33 *La dynamique asymétrique des flux de création et de suppression d'emplois : une analyse pour la France et les États-Unis*, par Frédéric KARAMÉ (DARES), nov. 1999.
- № 34 *Évaluation d'une mesure de politique pour l'emploi : la convention de conversion*, par Marc WEIBEL (rapport de stage), janvier 2000.
- № 35 *Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail*, par Murielle FIOLE, Vladimir PASSERON et Muriel ROGER, janvier 2000.
- № 36 *La durée annuelle et l'aménagement du temps de travail en 1994*, par Annie DELORT et Valérie LE CORRE, février 2000.
- № 37 *Analyse des premiers accords conventionnés de passage à 35 heures - Étude monographique de 12 accords*, par Pierre BOISARD et Jérôme PELISSE, février 2000.
- № 38 *Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?*, par Sébastien JEAN (CEPII), août 2000.
- № 39 *La mise en œuvre de la formation dans les contrats de qualification - Rapport final*, par Marie-Christine COMBES (GPI-MIS), octobre 2000.
- № 40 *L'impact du développement des services sur les formes du travail et de l'emploi - Rapport final pour la Dares*, par Christian du TERTRE et Pascal UGHETTO (IRIS-Université Paris-IX-Dauphine), novembre 2000.
- № 41 *Le suivi du plan social par l'employeur au service de l'amélioration du processus décisionnel : l'apport de trois études de cas*, par Christophe CORNOLT, Yves MOULIN et Géraldine SCHMIDT (Université Nancy II), février 2001.
- № 42 *L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines : une enquête exploratoire auprès des grandes entreprises françaises*, par Sabine MONTAGNE et Catherine SAUVIAT (IRES), mars 2001.
- № 43 *L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage (Convention d'étude Dares-Ires)*, par Hervé HUYGHUES DESPOINTE, Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER, mars 2001.
- № 44 *L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite*, par Antoine BOMMIER, Thierry MAGNAC et Muriel ROGER, avril 2001.
- № 45 *Étude de la démographie des organismes de formation continue*, par Isabelle BAUDEQUIN, Annie CHANUT, Alexandre MELIVA (DARES et CEREQ), juin 2001.
- № 46 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite. Une approche par métiers*, par Agnès TOPIOL (DARES), juillet 2001.
- № 47 *Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelles*, par Agnès TOPIOL (DARES), juin 2001.
- № 48 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite*, juillet 2001.
- № 49 *L'information statistique sur la participation des entreprises à la formation continue : état des lieux et évolutions possibles*, août 2001.
- № 50 *Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers DIANE). Panel DIANE/UNEDIC, période 1991-1999*, par Anne SAINT-MARTIN (DARES), janvier 2002.
- № 51 *Dynamique des métiers et usage de l'informatique : une approche descriptive*, par Thomas COUTROT (DARES) et Jennifer SIROTEAU, février 2002.
- № 52 *Licenciements et marchés financiers : les illégitimités de la convention financière*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- № 53 *Mécanisme du plan de licenciement : déconstruction d'argumentaires économiques de projets de licenciements*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- № 54 *À la recherche du temps gagné : des salariés face aux 35 heures*, par Jérôme PELISSE (CEE), mai 2002.
- № 55 *La réduction du temps de travail en Lorraine : enjeux, négociations et pratiques des entreprises*, par Lionel JACQUOT (LASTES) et Nora SETTI (GREE), avril 2002.
- № 56 *Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie*, par Marc-Antoine ESTRADÉ et Dominique MEDA (DARES), mai 2002.
- № 57 *Enquête passages : projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures - Guide méthodologique et analyse préliminaires*, par Mathieu BUNEL, juillet 2002.
- № 58 *Cohésion sociale, emploi et compétitivité : éléments pour un débat*, par Rachel BEAUJOLIN-BELLET, Marc-Antoine ESTRADÉ, Jean-Yves KERBOUC'H, Tristan KLEIN, Frédéric LERAI, Dominique MEDA, Anne SAINT-MARTIN, Frédéric TRIMOUILLE (DARES), août 2002.
- № 59 *La politique de l'emploi au prisme des territoires*, par Thierry BERTHET, Philippe CUNTIGH (CERVL-CEREQ) et Christophe GUITTON (DARES), septembre 2002.
- № 60 *Comparaison internationales de durée et de productivité*, par Odile CHAGNY et Mireille BRUYERE (Observatoire Français des Conjonctures Économiques), sept. 2002.
- № 61 *L'effet des 35 heures sur la durée du travail des salariés à temps partiel*, par Aline OLIVEIRA (ENSAE) et Valérie ULRICH (DARES), sept. 2002.
- № 62 *Les effets du dispositif d'intéressement sur l'insertion au marché du travail des bénéficiaires de l'allocation chômage*, par Nadia ALIBAY et Arnaud LEFRANC (Université de Cergy-Pontoise), octobre 2002.
- № 63 *Normes d'emploi et marché du travail dans les métiers liés aux technologies de l'information*, par Yannick FONDEUR et Catherine SAUVIAT (DARES), nov. 2002.
- № 64 *Enquête « REPONSE » 1998 - Questionnaire « Représentants du personnel » - De la participation au conflit*, par Daniel FURJOT (DARES), déc. 2002.
- № 65 *Développement et dialogue social - Les TPE face aux 35 heures*, par Pascal CHARPENTIER (CNAM) et Benoît LEPLY (GIP-MIS), janvier 2003.
- № 66 *La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS*, par Frédéric LAINÉ, mars 2003.
- № 67 *Un indicateur régional d'évolution mensuelle d'emploi dans les établissements de 50 salariés ou plus*, par Magda TOMASINI, avril 2003.
- № 68 *La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999*, par Véronique JANOD et Anne Saint-Martin, avril 2003.
- № 69 *Discrimination et emploi : revue de la littérature*, par Hélène GARNER-MOYER, mai 2003.

- N° 70 *Impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage - 2ème partie Espagne - Italie*, par Florence LEFRESNE (IRES) et Carole TUCHSZIRER (IRES), mai 2003.
- N° 71 *Souplesse et sécurité de l'emploi : Orientations d'études et de recherches à moyen terme*, coordination par Carole Yerochewski, juin 2003.
- N° 72 *Séries de données sur les mouvements de main-d'oeuvre 1996-2001*, par Lucile Richet-Mastain, juillet 2003.
- N° 73 *35 heures et mise en oeuvre des dispositifs de modulation/annualisation dans les enquêtes REPONSE et PASSAGES*, par Matthieu Bunel, août 2003
- N° 74 *Le licenciement pour motif personnel : une catégorie juridique aux contours flous et difficiles à cerner par les statistiques administratives*, par Maria-Teresa Pignoni et Patrick Zouary (Si2S), octobre 2003
- N° 75 *Plan national d'action pour l'emploi 2003. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail et Norbert Holcblat, octobre 2003.
- N° 76 *Les estimations mensuelles d'emploi salarié dans le secteur concurrentiel*, par Raphaël Cancé, octobre 2003.
- N° 77 *Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT*, par Gilbert CETTE (CEDERS), Nicolas DROMEL (GREQAM) et Dominique Méda (DARES), novembre 2003.
- N° 78 *Trajectoires passées par un emploi à bas salaire. Une étude à partir du panel européen des ménages*, par Bertrand LHOMMEAU (DARES), novembre 2003.
- N° 79 *Evaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail, par Delphine BROCHARD (MATISSE-CNRS)*, novembre 2003.
- N° 80 *Les disparités de rémunération entre hommes et femmes : la situation de quatre branches professionnelles*, par Fathi FAKHFAKH (Université Paris II - ERMES), Séverine LEMIERE (Université du Littoral - MATISSE), Marie-Pierre MERLATEAU (Université Paris II - ERMES) et Dominique MEURS (Université Paris II - ERMES), janvier 2004.
- N° 81 *Arbitrage entre flexibilité interne et flexibilité externe : une analyse empirique*, par Matthieu BUNEL (IREGE - Université de Savoie), mai 2004.
- N° 82 *Dossier Age et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Frédéric LERAIS et Pierre MARIONI, mai 2004.
- N° 83 *La contribution des femmes à la performance : une revue de la littérature*, par Sophie LANDRIEUX-KARTOCHIAN (Université Paris I - Panthéon Sorbonne, CERGORS), octobre 2004
- N° 84 *En 2002, l'insertion des jeunes dans l'emploi se fait plus ou moins lentement selon les pays européens*, par François BRUNET, octobre 2004.
- N° 85 *Etude de qualité sur le questionnement relatif au temps de travail dans les enquêtes Acemo*, par l'ENSAE Junior Etudes, octobre 2004.
- N° 86 *Les processus de mise en oeuvre de l'offre de formation Unédic dans le cadre du PARE (plan d'aide au retour à l'emploi)*, par Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER (IRES), avec la collaboration statistique de Hervé Huyghues Despointes, octobre 2004.
- N° 87 *Quels effets de la négociation salariale d'entreprise sur l'évolution des salaires entre 1999 et 2001 ?*, par Abdenor BRAHAMI et Catherine DANIEL, novembre 2004.
- N° 88 *Plan national d'action pour l'emploi 2004. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail, novembre 2004.
- N° 89 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares) et E. YILMAZ (stagiaire du DESS «Techniques statistiques et informatiques» Université Panthéon Assas Paris 2), décembre 2004.
- N° 90 *Les pouvoirs du temps. La transformation des régulations dans les organisations du travail après la RTT*, par Michel PEPIN, en collaboration avec Bernard DOERFLINGER, Yves JORAND, Myriame MAUFROY (ESSOR Consultants), janvier 2005.
- N° 91 *Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité*, par Catherine ACHIN, Dominique MEDA, Marie WIERINK, janvier 2005.
- N° 92 *La place du travail dans l'identité*, par Hélène GARNER, Dominique MEDA (Dares), et Claudia SENIK (Delta, Paris IV), janvier 2005.
- N° 93 *Audit de l'enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre (EMMO)*, par Heidi WECHTLER, janvier 2005.
- N° 94 *Modalités de passage à 35 heures des TPE*, par Victor DE OLIVEIRA, février 2005
- N° 95 *Evaluation des politiques d'emploi : la deuxième génération des panels des bénéficiaires*, par Christine CHARPAIL, Tristan KLEI, Serge ZILBERMAN, février 2005.
- N° 96 *Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord*, par Violaine DELTEIL et Dominique REDOR (GIPMIS), février 2005.
- N° 97 *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup Wolff (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 97bis *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique. Annexes*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup WOLFF (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 98 *La mixité professionnelle : les conditions d'un développement durable*, par Mchèle FORTE, Myriam NISS, Marie-Claude REBEUH, Emmanuel TRIBY (BETA, Cereq, Université Louis Pasteur de Strasbourg), février 2005.
- N° 99 *Bilan d'activité 2003 des missions locales et des PAIO*, par Camille BONAITI (Dares) et Amaria SEKOURI (DGEFP), avril 2005.
- N° 100 *RTT et organisation du travail : l'incidence des lois Aubry II*, par P. CHARPENTIER (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), H. HUYGHUES DESPOINTES, M. LALLEMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BAROIN (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
- N° 101 *Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs*, par Véronique REMY, juillet 2005.
- N° 102 *Les réticences à entrer dans le cadre légal des 35 heures*, par Y. JORAND et J.-M. GELIN (Selari ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (C.G.S.), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
- N° 103 *Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique*, par Stéphanie JAMET (Dares lors de la réalisation de l'étude), août 2005.