

Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires

Bruno Crépon et Rozenn Desplatz*

Instaurés à partir de 1993, les dispositifs d'allègement de charges sur les bas salaires ont connu un développement important en 1995 et 1996, au point de devenir aujourd'hui un instrument central de la politique pour l'emploi. Leur impact sur l'économie a fait jusqu'ici l'objet d'évaluations *ex ante*, au moyen de modèles macroéconomiques traditionnels. À partir de données d'entreprises, et pour la première fois, une évaluation *ex post* de l'effet des allègements de charges sur l'emploi est proposée, portant sur les extensions importantes apportées au dispositif initial en 1995 et en 1996. Elle repose sur le calcul, pour chaque entreprise, de la réduction du coût moyen du travail qu'implique l'extension des dispositifs de 1995 et 1996, sur la base des rémunérations versées en 1994. L'évaluation est ensuite effectuée en comparant l'évolution entre 1994 et 1997 de l'emploi et des autres performances entre entreprises bénéficiant *ex ante* différemment des dispositifs. Cette évaluation utilise et étend des méthodes récemment proposées pour l'évaluation des politiques économiques. L'effet des mesures est en particulier séparé de celui des caractéristiques des entreprises (taille, activité, exposition à la concurrence internationale, etc.), susceptibles d'affecter l'ampleur de la réduction de coût *ex ante* et l'évolution de l'emploi (approche « toutes choses égales par ailleurs »).

Les dispositifs d'allègement de charges ont permis de nombreuses créations d'emplois entre 1994 et 1997. Le taux de croissance des effectifs qui leur est imputable est de 2,6 % dans l'industrie et de 3,4 % dans le tertiaire. 460 000 emplois auraient été ainsi créés ou sauvegardés dans l'économie, entre 1994 et 1997, grâce à ces mesures. La moitié de ces emplois seraient des emplois non qualifiés. Ces créations d'emplois s'expliquent par d'importantes substitutions de salariés non qualifiés à des salariés qualifiés, et, dans une moindre mesure, du travail au capital. Cela conforte ainsi l'idée, souvent avancée, que l'enrichissement du contenu en emplois de la croissance observé sur cette période est lié aux allègements de charges sur les bas salaires. Des effets de volume, liés aux baisses de prix, elles-mêmes induites par la réduction des coûts de production, contribuent aussi à ces créations d'emplois. Ainsi, si la croissance est plus riche en emplois, et en particulier non qualifié, elle est elle-même plus forte.

Toutefois, ces évaluations ne prennent en compte qu'une partie des effets liés à l'instauration des dispositifs d'allègement de charges sur les bas salaires. Leur échappent, en particulier, l'effet du financement de ces mesures et les effets macroéconomiques indirects qui ont pu les accompagner. Ces évaluations sur données d'entreprises sont proches, néanmoins, des évaluations macroéconomiques habituelles.

* Au moment de la rédaction de cet article, Bruno Crépon était chef de la division Marchés et stratégies d'entreprise du Département des Études économiques d'ensemble de l'Insee. Rozenn Desplatz appartenait à la division Marchés et stratégies d'entreprise, et était membre de EUREQua, Université de Paris I.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Depuis 1993, une succession de mesures d'allègements de charges sur les bas salaires ont été introduites afin de freiner la disparition des emplois non qualifiés, largement représentés au sein des salariés les moins rémunérés. En diminuant progressivement les taux de cotisations sociales employeurs, ces dispositifs ont permis de réduire sensiblement le coût du travail des bas salaires. Ces mesures ont connu une amplification importante en 1995 et 1996. Alors que pour un salarié payé au Smic, la réduction du taux de charges sociales est seulement de 5,4 % du salaire brut en juillet 1993, elle est de 18,2 % en octobre 1996. Les dépenses budgétaires consacrées aux allègements de charges ont également fortement progressé avec l'intensification de la politique d'abaissement de charges. Le coût de ces mesures est de près de 38 milliards de francs en 1996 (environ 5,8 milliards d'euros) contre quatre milliards en 1993 (0,6 milliard d'euros). Il continue aujourd'hui de progresser, sans que les effets des mesures déjà mises en œuvre ne soient pleinement connus.

Cet article cherche à évaluer, à partir des évolutions observées, les effets des extensions du dispositif de réductions de charges de 1995 et 1996 sur différentes variables telles que la valeur ajoutée, l'emploi, le capital, la productivité de ces facteurs ou encore la part des différentes catégories de salariés répartis selon leur âge, leur qualification et leur sexe. Réalisée au niveau des entreprises, elle utilise des informations issues de sources de données très riches comptant plusieurs centaines de milliers d'entreprises et des millions de salariés. L'identification des effets de ces mesures repose sur le fait que les entreprises ne sont pas toutes concernées de la même façon par les réductions de charges. Les entreprises qui en bénéficient le plus *ex ante* sont celles dont la proportion de bas salaires est la plus importante. Pour distinguer les entreprises plus ou moins concernées, on construit, pour chaque entreprise, un indicateur synthétique, qui mesure le taux de réduction du coût du travail imputable aux réductions de charges de 1995 et 1996. Cette variable est calculée en 1994 à partir de la distribution des rémunérations au sein de l'entreprise à cette date. L'analyse consiste ensuite à comparer entre entreprises l'évolution entre 1994 et 1997 d'un ensemble de variables telles que l'emploi, selon l'intensité de la réduction de coût *ex ante*. Comme les entreprises ont des caractéristiques qui influencent à la fois l'ampleur des allègements de charges et l'évolution de leur emploi, il est nécessaire d'isoler l'effet spécifique des réductions de charges. Pour cela, on sépare,

dans l'évolution observée de leur emploi, ce qui tient aux réductions de charges de ce qui tient à leurs autres caractéristiques.

Cette méthode s'apparente à celles proposées par Rubin (1974, 1977, 1983) et plus récemment par Heckman et ses différents co-auteurs dans le domaine de l'évaluation des politiques économiques (voir Heckman, Lalonde et Smith (1999) pour une revue de la littérature, voir aussi Heckman, Ichimura, et Todd (1997, 1998) et Heckman, Ichimura, Smith et Todd (1999)). Les méthodes d'évaluation sont particulièrement adaptées pour traiter les problèmes de sélectivité et d'hétérogénéité des effets des mesures étudiées. Elles ont cependant été développées pour l'étude de mesures « discrètes », lesquelles ne concernent qu'une partie seulement des individus ou des entreprises. De ce fait, elles ne sont pas directement applicables au cas des mesures d'abaissements de charges, qui, à la différence des précédentes, affectent l'ensemble des entreprises mais à des degrés divers selon leur proportion de bas salaires. On a donc proposé une extension du cadre de référence de Rubin et Heckman *et al.* pour l'étude plus complexe de ces mesures dites « continues ». Elle a consisté à définir différents paramètres d'intérêt et les conditions de leur identification. Pour l'estimation, on a également développé une procédure d'estimation semi-paramétrique reposant sur des estimateurs par séries.

Le dispositif d'allègement de charges sur les bas salaires

La France a mis en œuvre, depuis l'été 1993, diverses mesures d'allègements de cotisations sociales employeurs sur les bas salaires (1). Ainsi, à partir du 1^{er} juillet 1993, les employeurs bénéficient d'une exonération totale des cotisations patronales d'allocations familiales pour les salaires mensuels inférieurs à 1,1 fois le Smic (soit 5,4 points de cotisations) et une réduction de moitié pour ceux compris entre 1,1 et 1,2 fois le Smic (soit 2,7 points de cotisations). Au 1^{er} janvier 1995, les seuils sont relevés à 1,2 Smic et 1,3 Smic respectivement pour l'exonération complète et l'exonération partielle. À partir du 1^{er} septembre 1995, les employeurs disposent, en sus du dispositif précédent, d'une réduction dégressive des cotisations patronales d'assurance maladie, laquelle est totale au niveau du Smic (soit 12,8 points de cotisations)

1. Pour une discussion détaillée de ces mesures, voir les rapports du Cserc (1996) et Malinvaud (1998).

et nulle au niveau de 1,2 fois le Smic. Le 1^{er} octobre 1996, les deux mesures fusionnent en une ristourne unique dégressive pour les salaires mensuels inférieurs à 1,33 fois le Smic. L'abattement maximum équivaut alors au montant des cotisations employeurs pour la famille et l'assurance maladie au niveau du Smic (soit 18,2 points de cotisations). Au 1^{er} janvier 1998, le seuil est abaissé de 1,33 à 1,3 Smic.

Des réductions de charges substantielles à partir de 1995

À la suite des différentes mesures introduites en France depuis 1993, les réductions de charges, plutôt modestes entre juillet 1993 et septembre 1995, deviennent substantielles à partir de cette dernière date (cf. graphique I). Par exemple, pour un salarié rémunéré au niveau du Smic, la réduction de charges est de 5,4 % du salaire brut entre le 1^{er} juillet 1993 et le 31 août 1995 et de 18,2 % à partir du 1^{er} septembre 1995. Cette montée en charge des allègements a eu pour conséquence de faire baisser sensiblement les taux de cotisations sociales employeurs au niveau du Smic, de 40 % au début des années 90 à 22 % à partir de 1996.

Des mesures s'inscrivant dans un contexte macroéconomique dégradé

Le contexte macroéconomique prévalant au début de la décennie 90, avant l'instauration des premières mesures d'allègement de charges était fortement dégradé : stagnation de l'activité avec une forte baisse de l'emploi

(cf. graphique II) ; hausse régulière de la productivité du travail et baisse quasi continue de celle du capital (cf. graphique III) ; enfin, tendance longue à la baisse de l'emploi non qualifié (cf. graphique IV).

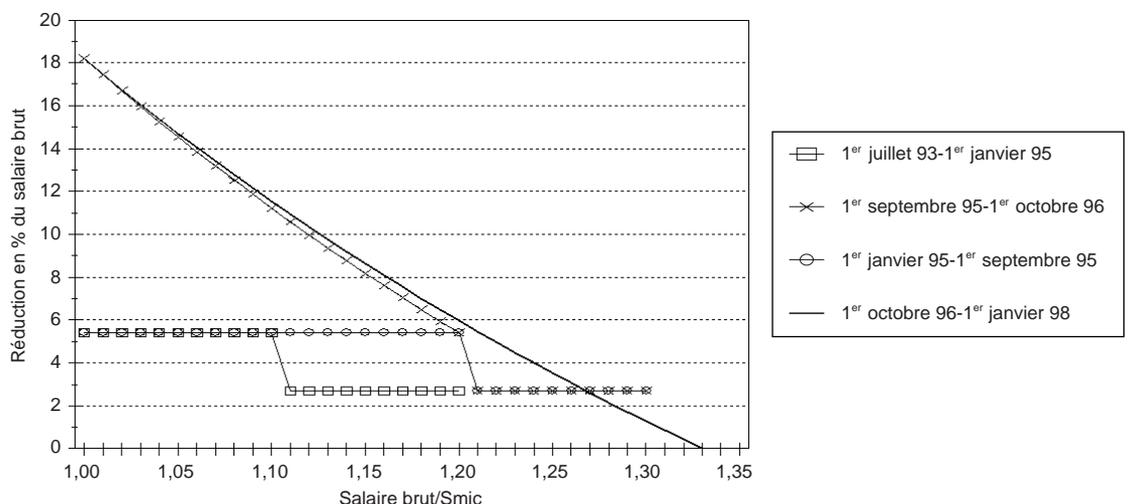
Ces évolutions défavorables se sont pour la plupart inversées à partir de 1994, date d'introduction des premiers dispositifs d'allègements de charges sur les bas salaires. L'activité comme l'emploi reprennent en 1994. La croissance s'enrichit en emplois et la productivité du capital cesse de se détériorer à partir de 1994. Enfin, la part de l'emploi non qualifié dans l'emploi total se stabilise.

Néanmoins, ces évolutions agrégées ne permettent pas d'attribuer la reprise de l'activité et de l'emploi, en particulier non qualifié, aux mesures d'abaissement de charges. Pour juger de l'efficacité de cette politique, une évaluation *ex post* de ses effets à partir des évolutions observées au niveau des entreprises est nécessaire.

Un dispositif qui touche différemment les entreprises

Cet article se propose d'évaluer les effets des mesures d'abaissement de charges de 1995 et 1996 sur un certain nombre d'indicateurs mesurés au niveau de l'entreprise, tels que la croissance de la valeur ajoutée, des effectifs, de la part du travail non qualifié, etc., entre 1994 et 1997. Pour cela, on est conduit dans un premier temps à distinguer les entreprises selon leur

Graphique I
Les abaissements de charges de 1993 à 1998



Source : calcul des auteurs.

capacité à bénéficier en 1994 – *ex ante* – des allègements de charges qui vont être introduits après cette date. Sur la base de la structure des rémunérations versées en 1994 au sein de chaque entreprise, on calcule pour chacune d'elle la réduction du coût moyen du travail en 1994 uniquement liée à la modification du dispositif d'allègement de charges entre 1994 et 1997.

La réduction du coût du travail, très variable d'une entreprise à l'autre, ...

À partir du salaire brut $w_{j,i,94}$ du salarié j de l'entreprise i en 1994 – issu des données des

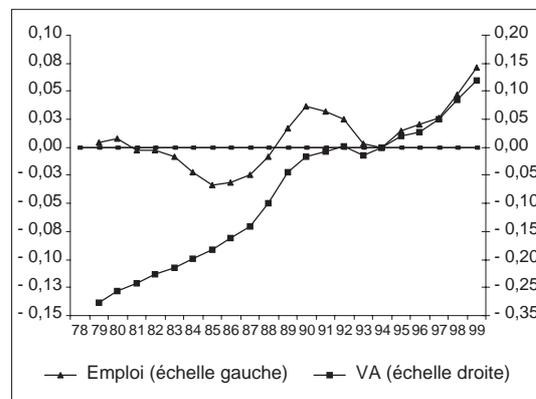
déclarations annuelles de données sociales (DADS) – on calcule pour cette année-là deux coûts : l'un, réel, conforme à la législation sur les allègements de charges de 1994 ; l'autre, fictif, conforme à celle de 1997. Ils sont notés respectivement $c_{j,i,94}(L_{94})$ et $c_{j,i,94}(L_{97})$ et sont définis par :

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

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

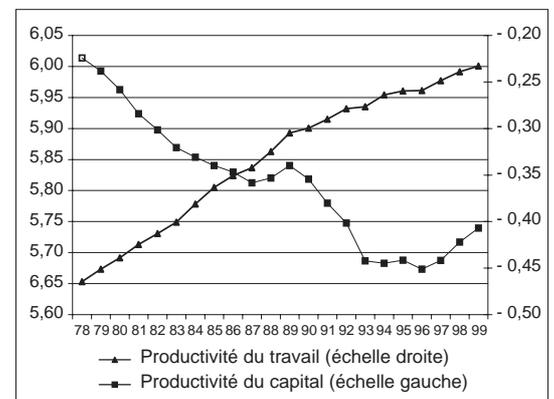
où $T_{94}(w_{j,i,94})$ (respectivement $T_{97}(w_{j,i,94})$) est égal au taux de cotisations sociales employeurs de 1994 diminué de la ristourne de charges sociales, en pourcentage du salaire brut, impu-

Graphique II
Emploi et valeur ajoutée entre 1978 et 1996, branches marchandes



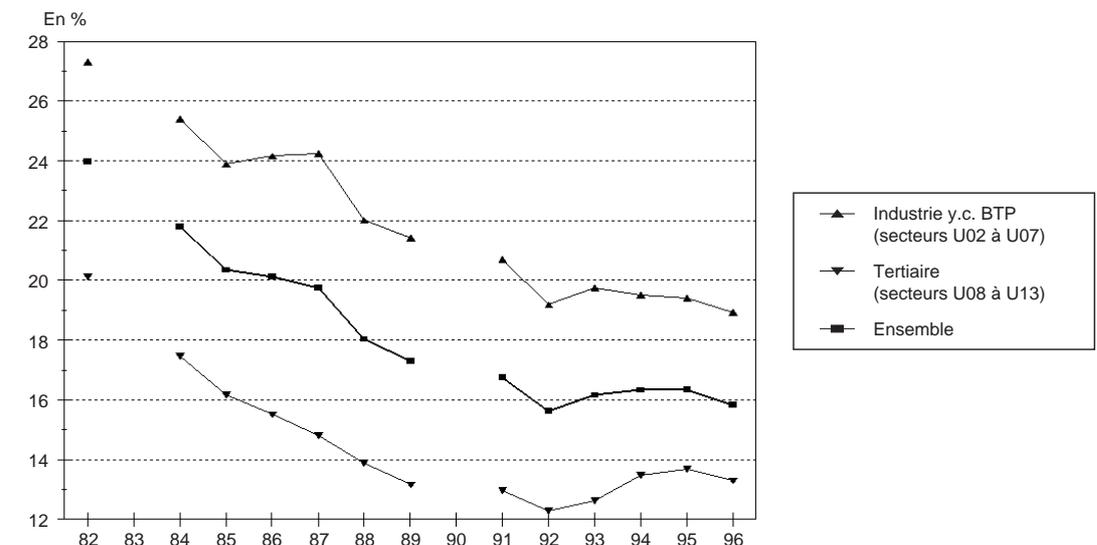
Lecture : grandeurs en logarithme normalisées à zéro en 1994.
Source : Comptes de la nation.

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



Lecture : grandeurs en logarithme.
Source : Comptes de la nation.

Graphique IV
Part des non qualifiés entre 1982 et 1996



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

table au dispositif de 1994 (respectivement de 1997). Pour l'entreprise, la réduction de coût *ex ante* s'écrit alors comme :

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

Cette variable est d'autant plus forte que la proportion de bas salaires dans l'entreprise est importante. Elle varie de 0 % pour les entreprises ne comprenant aucun salarié rémunéré en dessous de 1,33 Smic en 1994 à 9,58 % pour les entreprises dont tous les salariés sont rémunérés au Smic. Les entreprises les plus concernées *ex ante*

par les mesures sont bien sûr les entreprises dont la valeur de cette variable est importante.

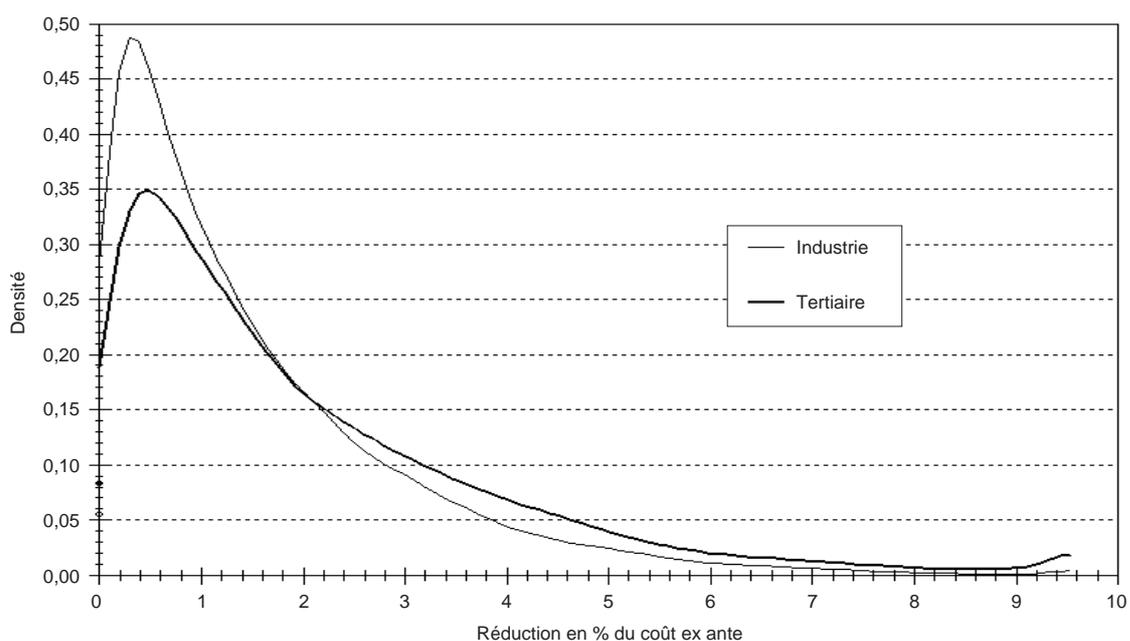
Les valeurs de la réduction *ex ante* du coût du travail sont très hétérogènes entre les entreprises (cf. tableau 1 et graphique V). Cette dispersion s'explique bien sûr par des différences dans la composition de la main-d'œuvre – pourcentages de bas salaires – mais également par la nature même du dispositif d'allègement de charges – allègement dégressif – qui distingue les différents niveaux de rémunération parmi les bas salaires. La proportion d'entreprises pour lesquelles la réduction *ex ante* du coût du travail est nulle n'est pas négligeable. Ainsi, 5,6 % des

Tableau 1
Réduction du coût moyen du travail *ex ante*

	En %				
Taux de réduction	0 %	0 à 1 %	1 à 6 %	6 à 9,5 %	Plus de 9,5 %
Industrie					
Part des entreprises	5,6	45,9	46,9	1,5	0,1
Part des emplois	0,8	73,3	25,6	0,3	0,0
Tertiaire					
Part des entreprises	8,3	35,1	52,4	3,3	0,9
Part des emplois	1,3	56,4	41,3	0,9	0,1
Ensemble					
Part des entreprises	7,2	39,3	50,2	2,6	0,6
Part des emplois	1,0	65,6	32,7	0,6	0,0

Lecture : dans l'industrie, 45,9 % des entreprises représentant 73,3 % des emplois ont bénéficié d'une réduction *ex ante* comprise entre 0 et 1 %. Ces chiffres sont obtenus à partir d'un échantillon comprenant 87 720 entreprises dont 34 371 (39 %) dans l'industrie et 53 349 (61 %) dans le tertiaire. Ces entreprises emploient 3 772 941 salariés dont 2 053 777 (54 %) dans l'industrie et 1 719 164 (46 %) dans le tertiaire. Source : fichiers des BRN et des DADS, Insee, et calculs des auteurs.

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



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

Encadré 1

DÉFINITION DES VARIABLES

Les variables d'intérêt sont en évolution entre 1994 et 1997. Il s'agit des différences du logarithme de la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs en volume, des effectifs, de la rémunération moyenne de l'emploi, de l'intensité capitalistique, de la productivité de l'emploi et de celle du capital, du *mark-up* et du coût unitaire de production. Toutes ces variables sont calculées à partir des BRN. On examine également la variation de la part dans le total des heures travaillées de certaines catégories de salariés telles que les non qualifiés, les jeunes et les jeunes non qualifiés. On utilise pour cela les informations des DADS.

Les variables de contrôle sont introduites à leur niveau de 1994 et pour certaines d'entre elles en évolution moyenne sur une période passée. Elles sont réparties en quatre types – caractéristiques passées, variables de concurrence, variables financières et variables sur la structure des qualifications. Pour les caractéristiques passées des entreprises reflétant les chocs de demande, il s'agit du logarithme de la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs et de sa différence moyenne. Pour les caractéristiques passées reflétant les chocs de progrès techniques, on considère le logarithme de la productivité du travail ainsi que la croissance moyenne de la productivité globale des facteurs, le logarithme et la différence moyenne du logarithme de l'intensité capitalistique. Ces différentes variables sont calculées à partir des BRN. Les variables de concurrence sont mesurées au niveau individuel par le *mark-up* en niveau et en évolution. Au niveau sectoriel, on retient les taux d'importation et d'exportation au niveau deux chiffres de la nomenclature (niveau 100 de la Nap). Ces taux sont issus de la comptabilité nationale, de même que des taux d'entrée et de sortie au niveau quatre chiffres de la nomenclature (niveau 600 de la Nap), construits à partir des BRN (Dunne, Roberts et Samuelson, 1988). Les variables financières, issues des BRN, se composent du coût d'usage du capital, de la part des dettes dans le financement ainsi que de la variation *ex ante* du coût du capital, mesurant la variation uniquement induite par les changements de fiscalité sur la période. Enfin, les variables sur la structure des qualifications sont mesurées au niveau des entreprises par les parts dans les heures travaillées de 18 catégories de salariés, créées à partir des DADS par le croisement du sexe, de trois qualifications définies à partir de la catégorie socioprofessionnelle et de trois classes d'âge. Elles comprennent également au niveau individuel la part des salaires dans les coûts et au niveau sectoriel le coût moyen et les effectifs des non qualifiés au niveau deux chiffres de la nomenclature, obtenus par agrégation des informations des DADS à ce niveau.

On donne maintenant leur définition, selon qu'elles proviennent des BRN ou des DADS.

Variables des BRN

La *valeur ajoutée en valeur au coût des facteurs* est définie comme l'écart entre la *production immobilisée* et les *consommations intermédiaires*, augmenté des *subventions d'exploitation* et diminué des *impôts et*

taxes. La *valeur ajoutée en volume* est ensuite obtenue en déflétant la valeur ajoutée en valeur par l'indice de prix de la valeur ajoutée au niveau 40 de la nomenclature (Nap).

L'*emploi* est mesuré par l'*effectif moyen du personnel* dans l'entreprise.

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

La *valeur du stock de capital* est mesurée par les *immobilisations corporelles brutes* (terrains, construction, matériel, autres immobilisations corporelles, immobilisations en cours et avances et acomptes). Le *stock en volume* s'obtient alors en déflétant le *stock au coût historique* par l'*indice de prix des investissements*, décalé d'un nombre de périodes égal à l'*âge du capital* lui-même estimé à partir des *amortissements* cumulés et d'une *durée de vie* fixée à 16 ans.

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

Pour la construction du *coût d'usage du capital*, on calcule un *coût individualisé du capital* en suivant la méthode de Auerbach (1983). Il s'agit de la somme de termes reflétant la dépréciation économique et l'inflation et d'une moyenne pondérée du *coût des fonds propres* et du *coût de l'endettement*, la pondération étant égale à leur part respective dans le financement des actifs. Le *coût de l'endettement* est mesuré par le *taux d'intérêt apparent*, le *coût des fonds propres* en utilisant les taux d'imposition relatifs au revenu du capital et le taux de dépréciation comme le rapport entre les *amortissements* de l'exercice et les *immobilisations productives brutes*.

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

Le *coût total de l'entreprise* est calculé à partir des coûts du travail et du capital. On en déduit la *part des salaires dans les coûts totaux* ainsi qu'une *proxy* du *mark-up* mesurée comme le rapport entre la *valeur ajoutée* et les *coûts totaux*. On calcule aussi la croissance de la productivité globale des facteurs comme l'écart entre la croissance de la *valeur ajoutée en volume* et une moyenne de la croissance du *capital en volume* et du travail, pondérée par la part de chacun des facteurs dans les coûts totaux. Enfin, on calcule la croissance du *coût de production unitaire* comme une moyenne de la croissance des rémunérations de l'emploi et du capital, pondérée par les parts des facteurs dans les coûts totaux.



entreprises de l'industrie et 8,3 % de celles du tertiaire ne sont pas susceptibles de bénéficier des allègements de charges de 1995 et 1996 si l'on se réfère à leur situation en 1994. Néanmoins, ces entreprises ne représentent que 0,8 % des effectifs salariés dans l'industrie et 1,3 % dans le tertiaire. Pour environ 50 % des entreprises dans l'industrie et dans le tertiaire, la réduction de coût du travail *ex ante* est plus substantielle, comprise entre 1 et 6 %. Alors que dans l'industrie ces entreprises ne représentent que le quart des effectifs salariés, dans le tertiaire, elles représentent environ 40 % des effec-

tifs. Les réductions *ex ante* supérieures à 6 % sont rares (0,6 % des effectifs).

... bénéficie davantage aux petites entreprises et au secteur tertiaire

Les réductions de charges bénéficient relativement plus aux entreprises de petite taille (cf. tableau 2). La réduction moyenne du coût du travail *ex ante* est ainsi de 1,8 % dans les entreprises de moins de 20 salariés, alors qu'elle est de seulement 0,8 % dans les entreprises de plus de 500 salariés. Les réductions de coût

Encadré 1 (suite)

Comme cette variable est une approximation de la croissance des prix (au *mark-up* près), on l'utilise pour calculer des variables d'intérêt comme la croissance de la valeur ajoutée en volume, de la productivité du travail et de celle du capital.

Variables des DADS

Les DADS comprennent des informations sur la rémunération nette annuelle de chacun des salariés, son sexe, son âge, l'emploi qu'il exerce, la durée d'emploi (en jours) et le nombre d'heures salariées dans l'année, et le statut : temps plein, temps partiel, travail intermittent (catégorie regroupant les intermittents proprement dits, les intérimaires et les travailleurs ayant un temps partiel très faible) et travail domestique. On a retenu les *salariés à temps plein* et à *temps partiel*.

Les DADS contiennent une variable *catégorie socio-professionnelle* proche de la PCS à deux chiffres à partir de laquelle sont définies trois qualifications : *salariés non qualifiés* (ouvriers et employés non qualifiés,

apprentis et stagiaires), *salariés qualifiés* (ouvriers et employés qualifiés), et *salariés très qualifiés* (chefs d'entreprise, cadres et professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires). On distingue également trois classes d'âges : les *salariés de moins de 25 ans*, les *salariés entre 25 et 49 ans* et enfin ceux de *50 ans et plus*. Au total, 18 catégories de salariés sont créées par le croisement des trois qualifications, des trois classes d'âge et du sexe.

Le *coût annuel* de chaque individu est calculé à partir de son *salaires net* en tenant compte des allègements de cotisations sociales employeurs pour les individus concernés par les mesures.

On agrège les coûts et les heures travaillées annuels par catégorie de salariés au sein de chaque entreprise. S'en déduisent les *parts dans les coûts* et *dans les heures*, des catégories de salariés considérées.

Les données des DADS servent aussi à calculer la réduction *ex ante* du coût du travail.

Tableau 2
Réduction du coût moyen du travail *ex ante* selon la taille des entreprises

En %

	Moins de 20 salariés	20 à 50 salariés	50 à 100 salariés	100 à 250 salariés	250 à 500 salariés	Plus de 500 salariés	Ensemble
Industrie							
Nombre	58,7	24,9	7,3	5,4	2,0	1,8	39,3
Effectifs	8,7	13,3	8,4	13,5	11,3	44,8	53,4
Taux de réduction	1,57 (1,62)	1,35 (1,31)	1,23 (1,16)	1,10 (1,12)	0,72 (0,87)	0,49 (0,59)	1,43 (1,48)
Tertiaire							
Nombre	78,7	14,5	3,5	2,3	0,6	0,5	60,7
Effectifs	15,5	13,5	7,10	10,0	5,8	48,1	46,6
Taux de réduction	1,95 (2,00)	1,48 (1,48)	1,37 (1,36)	1,42 (1,36)	1,39 (1,36)	1,49 (1,52)	1,84 (1,90)
Ensemble							
Nombre	70,8	18,6	5,0	3,5	1,2	1,0	100
Effectifs	11,9	13,4	7,8	11,9	8,7	46,3	100
Taux de réduction	1,83 (1,89)	1,41 (1,40)	1,29 (1,25)	1,23 (1,23)	0,93 (1,10)	0,78 (1,06)	1,68 (1,76)

Lecture : dans l'échantillon, 24,9 % des entreprises industrielles ont entre 20 et 50 salariés. Ces entreprises représentent 13,3 % des emplois industriels. La réduction *ex ante* moyenne pour ces entreprises est de 1,35 %, et son écart-type, de 1,31. Ces chiffres sont obtenus à partir d'un échantillon comprenant 87 720 entreprises, dont 34 371 (39 %) dans l'industrie et 53 349 (61 %) dans le tertiaire. Ces entreprises emploient 3 772 941 salariés, dont 2 053 777 (54 %) dans l'industrie et 1 719 164 (46 %) dans le tertiaire. On a fait figurer l'écart-type entre parenthèses.

Source : fichiers des BRN et des DADS, Insee, et calculs des auteurs.

ex ante sont également beaucoup plus importantes dans le tertiaire. Elles y sont en moyenne de 1,8 % et de 1,4 % dans l'industrie. En outre, la relation décroissante entre la taille et la réduction de coût *ex ante* est beaucoup moins prononcée dans le tertiaire. Les réductions moyennes de coût *ex ante* y sont de 2,0 % pour les entreprises de moins de 20 salariés et de 1,5 % pour les entreprises de plus de 500 salariés. Dans l'industrie, les réductions moyennes sont de 1,6 % et 0,5 % respectivement pour les petites et les grandes entreprises. Enfin, les réductions de coût *ex ante* ne s'expliquent pas seulement par le secteur et la taille des entreprises. Elles restent, en effet, très dispersées au sein des différentes catégories d'entreprises (avec des écarts-types du même ordre de grandeur que les réductions moyennes de coût).

Évaluer *ex post* l'impact des mesures sur les performances des entreprises

Pour mesurer rétrospectivement la contribution des allègements de cotisations sur les bas salaires à l'évolution de l'emploi et autres grandeurs économiques (activité, productivité, coûts de production, etc.), il est nécessaire d'isoler l'effet de ces mesures de celui des caractéristiques spécifiques aux bénéficiaires (taille, secteur d'activité, qualification des emplois, etc.), susceptibles d'influer aussi sur les variables d'intérêt. Pour cela, on s'appuie sur les méthodes développées par Heckman *et al.* pour l'évaluation de mesures « discrètes » (comme, par exemple, la participation à un stage de formation). On s'intéresse en particulier à la méthode dite « par appariement », qui consiste à comparer la situation d'individus ayant bénéficié de la mesure à celle d'individus n'en ayant pas bénéficié mais présentant des caractéristiques proches. Toutefois, comme les mesures de réductions de charges que l'on étudie ici ne sont pas « discrètes » mais « continues » dans le sens où elles concernent l'ensemble des entreprises mais différemment selon la proportion de salariés à bas salaires qu'elles emploient (la réduction *ex ante* du coût du travail prend en effet n'importe quelle valeur entre 0 et 9,5 %), on étend, pour leur évaluation, la méthodologie de Heckman. La démarche adoptée consiste alors à comparer les performances des entreprises selon les valeurs de la réduction *ex ante* de coût du travail en contrôlant l'effet des facteurs qui leur sont communs. La relation entre les variables de performance,

la réduction *ex ante* et les variables de contrôle est tout d'abord supposée linéaire. Cette hypothèse est ensuite relâchée.

Une comparaison entre entreprises similaires...

On compare donc les performances des entreprises selon les valeurs de la réduction *ex ante* de coût du travail. Mais on réalise ces comparaisons entre entreprises « proches », dans la mesure où les entreprises fortement touchées par les réductions de charges ont des caractéristiques qui influencent aussi directement leurs résultats. Ainsi, il est possible, par exemple, que les entreprises, dont l'activité décline sous l'effet de la concurrence des pays à bas salaires, soient les plus concernées par les réductions de charges. Dans ce cas, une simple corrélation entre les performances des entreprises et les réductions de coût *ex ante* conduirait à sous-évaluer l'effet des allègements de charges. Une évaluation correcte devrait alors être basée sur la comparaison d'entreprises bénéficiant différemment des réductions de charges mais soumises à un même choc négatif sur leur demande. De même, les modifications importantes de la fiscalité sur la période 1994-1997 (progression du taux de l'IS de 33,3 à 41,7 %) ont conduit à une augmentation du coût du capital, différente d'une entreprise à l'autre selon leur mode de financement. Si les entreprises les plus affectées par ce choc négatif sont aussi les plus touchées par les réductions de charges, une comparaison directe des performances sous-estimerait, là encore, l'effet des réductions de charges.

Pour mesurer correctement l'impact de la politique d'allègement de charges, il est donc nécessaire d'isoler les effets des réductions de charges de ceux des autres facteurs extérieurs. On définit l'ensemble de ces facteurs dans l'annexe 1. Comme ils ne sont cependant pas toujours directement observables, on les approche par une cinquantaine de variables, que l'on répartit en quatre groupes distincts : caractéristiques passées, variables de concurrence, variables financières et variables sur la structure des qualifications. Pour les caractéristiques passées, on considère la valeur ajoutée brute au coût des facteurs, la productivité du travail, la croissance de la productivité globale des facteurs et l'intensité capitalistique. S'agissant des variables de concurrence, elles sont mesurées au niveau individuel par le *mark-up* (ou taux de marge) et au niveau sectoriel par des taux d'importation et d'exportation ainsi que par des taux d'entrée et de sortie (Dunne, Roberts et Samuelson, 1988). Les

variables financières se composent du coût d'usage du capital, de la part des dettes dans le financement ainsi que de la variation *ex ante* du coût du capital, mesurant la variation uniquement induite par les changements de fiscalité sur la période. Enfin, les variables sur la structure des qualifications sont mesurées au niveau des entreprises par les parts dans le total des heures travaillées de 18 catégories de salariés, créées par le croisement des critères de sexe, de qualification et d'âge. Ces variables de contrôle sont mesurées pour la plupart en 1994 et pour certaines en évolution moyenne sur une période passée. Leur définition précise ainsi que celle des variables d'intérêt figure dans l'encadré 1.

... mais bénéficiant différemment des réductions de charges

Le principe des évaluations est alors de régresser linéairement l'évolution entre 1994 et 1997 d'un certain nombre de variables d'intérêt Δy_i – comme l'emploi, la part du travail non qualifié, la valeur ajoutée – sur la réduction *ex ante* du coût moyen du travail t_i et les variables de contrôle x_i décrites ci-dessus : $\Delta y_i = at_i + x_i b + u_i, \forall i$ avec u_i un terme d'erreur. Les conditions de validité de cette approche sont examinées dans l'annexe 1.

Un paramètre permettant de caractériser le dispositif d'allègement de charges, est naturellement le paramètre $E_1 = \hat{a}$, qui mesure l'effet d'un accroissement marginal de la réduction de coût du travail *ex ante*. Une autre quantité intéressante est $\hat{a} t_i$, qui mesure le taux de croissance de la variable d'intérêt imputable aux mesures de réductions de charges sur les bas salaires dans l'entreprise i . La moyenne pondérée de cette quantité représente alors le taux de croissance moyen de la variable d'intérêt uniquement induit par les mesures : $E_2 = \hat{a} \sum_i \omega_i t_i$, où

ω_i est le poids de l'entreprise i dans l'emploi (2). Ce second paramètre permet d'obtenir une évaluation macroéconomique du nombre d'emplois créés grâce aux mesures d'allègements de charges, en appliquant le taux de croissance des effectifs qui leur est imputable au nombre d'emplois dans l'économie.

La spécification retenue est cependant très contrainte dans la mesure où l'effet d'un accroissement marginal de la réduction du coût du travail *ex ante* est supposé constant (relation linéaire) et identique entre entreprises. On examine donc aussi l'impact des mesures d'abaissement de charges lorsque la relation entre variables d'intérêt, réduction de coût *ex ante* et variables de con-

trôle est non spécifiée. Pour cela, on s'appuie sur les travaux de Rubin et de Heckman *et al.* dans le domaine de l'évaluation. À partir du modèle statistique de référence de Rubin, dans lequel un individu peut bénéficier ou non d'un dispositif donné (mesure « discrète »), on développe dans l'encadré 2 un modèle plus complexe visant à évaluer les effets des réductions de charges (mesure « continue »).

Dans cette seconde approche, qui laisse la forme de la relation non spécifiée, on réduit le nombre de variables de contrôle, trop important compte tenu de la taille de l'échantillon, en introduisant à leur place un indice de dimension 1, appelé le score : $\Delta y_i = g(s(x_i), t_i) + u_i$. La possibilité de réduire la dimension des variables de contrôle tient au fait que la seule information utile qu'elles contiennent est celle qu'elles apportent sur la réduction du coût *ex ante*. Le score est donc basé sur cette information (3) (4). On procède ensuite à une estimation non paramétrique $\hat{g}(s, t)$ de la fonction $g(s, t)$ à l'aide d'un estimateur par séries de cette fonction. Dans ce cadre plus général, le paramètre désignant l'effet moyen d'une hausse marginale de la réduction de coût *ex ante* est défini comme :

$$E_1 = \sum_i \omega_i \partial \hat{g}(t_i, s_i) / \partial t, \text{ tandis que le para-}$$

mètre représentant le taux de croissance moyen uniquement imputable au dispositif s'écrit

$$\text{comme : } E_2 = \sum_i \omega_i (\Delta y_i - \hat{g}(s_i, 0)) \text{ (5) (6).}$$

2. On introduit la variable des effectifs dans la liste des variables de contrôle ce qui garantit bien que $\sum_i \omega_i u_i = 0$.

3. Une propriété de la régression linéaire permet d'éclairer ce point. Dans la régression $y = at + xb + u$, le coefficient de la variable t obtenu par les moindres carrés ordinaires (MCO) est le même que celui obtenu, toujours par les MCO, mais dans la régression $y = at + ct + v$, où \hat{t} est la projection de t sur les variables x . Pour estimer le coefficient de t , il n'est donc pas nécessaire d'introduire toute l'information contenue dans les x , seule celle concernant la variable t est nécessaire.

4. En pratique, le score est estimé à partir de la régression $h(t) = x\beta + u$, où $h(t)$ est la transformation logistique de la réduction de coût *ex ante* : $h(t) = \log(t/(10 - t))$. Il est alors simplement défini comme : $s(x) = h^{-1}(x\beta)$ et ses valeurs sont comprises entre 0 et 10 %.

5. Comme dans le cas précédent, pour garantir que la somme pondérée des résidus soit nulle, on introduit linéairement les effectifs dans la régression des variables de performance : $\Delta y_i = \eta_i b + g(s_i, t_i) + v_i$. Ceci n'affecte pas la définition du paramètre E_1 , le paramètre E_2 est par contre redéfini en :

$$\hat{E}_2 = \sum_i \omega_i (\Delta y_i - \eta_i \hat{b} - \hat{g}(s_i, 0)).$$

6. Comme dans la régression linéaire, le paramètre E_2 est obtenu en comparant la situation effective des entreprises avec celle qui aurait prévalu en l'absence de mesures d'allègement de charges. Il suppose aussi que la situation des entreprises en l'absence de dispositif est la même que la situation des entreprises qui n'en bénéficient pas lorsque le dispositif est en place.

Dans la seconde approche, une étape importante, bien que purement technique, est celle de l'estimation du score. Pour comprendre les effets de l'introduction du score sur les résultats, il est utile d'examiner une dernière spécification, dans laquelle chaque variable d'intérêt est définie comme une fonction linéaire de la réduction de coût *ex ante* et du score (7).

Des données très riches sur les entreprises et leurs salariés

Les évaluations sont réalisées à partir d'un vaste échantillon d'entreprises, issu de l'appariement du fichier de déclarations des Bénéficiaires réels normaux (BRN) avec celui des Déclarations annuelles de données sociales (DADS). En réunissant ainsi deux sources d'informations majeures, l'une au niveau de l'employeur et l'autre au niveau du salarié, on a pu obtenir des informations très riches et détaillées sur les entreprises, qui ont permis de calculer les nom-

breuses variables nécessitées par ce travail. Toutefois, les variables d'intérêt étant en évolution entre 1994 et 1997 et les variables de contrôle définies en 1994, on a dû imposer, pour leur calcul, que les entreprises soient présentes dans l'échantillon au moins à ces deux dates. Ce « cylindrage » a conduit à laisser de côté un nombre important d'entreprises, créées ou détruites pendant la période. Malgré cela, l'échantillon reflète assez bien l'évolution globale des effectifs sur la période 1994-1997 telle qu'elle est mesurée dans la comptabilité nationale, même s'il a tendance à sous-évaluer la baisse des effectifs dans l'industrie et sa hausse dans le tertiaire. La constitution de l'échantillon est détaillée dans l'encadré 3. Au total, l'échantillon utilisé comprend quelque 90 000 entreprises, dont près de 35 000 dans l'industrie et 55 000 dans le tertiaire.

7. En sus des effectifs.

Encadré 2

MODÈLE CAUSAL DE RUBIN ET EXTENSION MÉTHODOLOGIQUE

On s'appuie sur les travaux de Rubin (1974, 1977, 1983) et de Heckman, Ichimura et Todd (1997, 1998) sur l'évaluation de mesures « discrètes », du type participation à un stage de formation, que l'on prolonge pour l'évaluation de mesures « continues », du type abaissements de charges sociales sur les bas salaires. À la différence des mesures discrètes, les mesures continues affectent l'ensemble des individus mais avec une intensité variant continûment dans un intervalle donné.

1. Modèle causal de Rubin pour l'étude de mesures discrètes

Les travaux, initiés par Rubin, ont trouvé leur origine dans l'évaluation des traitements dans le domaine médical. On distingue ici des individus « traités » c'est-à-dire bénéficiant de la mesure (à l'origine d'un traitement), des individus « non traités » qui n'en bénéficient pas.

a. Notations, effet causal et paramètres d'intérêt

Les mesures divisent donc la population en deux groupes : le groupe des individus « traités » composé des individus ayant bénéficié de la mesure et le groupe de contrôle composé des autres individus. Le « traitement » t_i prend alors ses valeurs dans $\{0, 1\}$ selon que l'individu i , $i = 1, \dots, N$, bénéficie ou non du dispositif étudié. Le modèle introduit pour chaque individu deux variables latentes $y_i(1)$ et $y_i(0)$, correspondant aux situations de l'individu quand il bénéficie du dispositif ($t_i = 1$) et quand il n'en bénéficie pas ($t_i = 0$). Néanmoins, seule l'une de ces variables est observée : c'est celle qui est associée au « traitement » que l'individu a effectivement reçu, c'est-à-dire $y_i(1)$ pour un individu traité et $y_i(0)$ pour un individu non traité. À partir des variables latentes, Rubin définit l'effet causal du traitement sur l'individu comme la différence entre les situations de cet individu en présence et en l'absence de traitement : $c_i = y_i(1) - y_i(0)$. Comme ces deux quantités ne sont pas simultanément observables, il n'est pas possible d'identifier l'effet individuel. En revanche, sous certaines hypothèses, on peut identifier l'effet moyen du traitement dans la population, $E(c_i) = E(y_i(1) - y_i(0))$, ou encore l'effet moyen du traitement dans la population des individus traités, $E(c_i | t_i = 1) = E(y_i(1) - y_i(0) | t_i = 1)$.

b. Identification sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle à des variables observables

Une comparaison directe des situations moyennes sur les individus traités et non traités conduirait à une estimation biaisée des paramètres d'intérêt. En effet,

$$\begin{aligned} E(y_i | t_i = 1) - E(y_i | t_i = 0) &= E(y_i(1) | t_i = 1) - E(y_i(0) | t_i = 0) \\ &= [E(y_i(1) | t_i = 1) - E(y_i(0) | t_i = 1)] + [E(y_i(0) | t_i = 1) - E(y_i(0) | t_i = 0)] \\ &= E(c_i | t_i = 1) + [E(y_i(0) | t_i = 1) - E(y_i(0) | t_i = 0)] \end{aligned}$$



Encadré 2 (suite)

Le biais provient du fait que la situation moyenne des individus traités en l'absence de traitement n'est pas la même que celle des individus non traités car les deux populations ne sont pas identiques. Il faudrait, par exemple, se situer dans le cadre d'une expérience contrôlée pour que cet estimateur soit sans biais. Dans ce cas, les individus seraient affectés aléatoirement au traitement et on aurait indépendance entre la variable d'output $y_i(0)$ et la variable de traitement t_i . Une hypothèse, plus réaliste et couramment faite en pratique, est de supposer que la propriété d'indépendance est vérifiée conditionnellement à un ensemble de variables observables x_i . Elle permet d'identifier la situation des individus traités en l'absence de traitement à partir de celle des individus non traités. On a alors : $E(y_i(0) | x_i, t_i = 1) = E(y_i(0) | x_i, t_i = 0) = E(y_i | x_i, t_i = 0) = g(x_i)$ avec $g(x_i)$ une fonction identifiable, ce qui implique $E(c_i | t_i = 1) = E(y_i - g(x_i) | t_i = 1)$. En pratique, la construction du *contrefactuel* $g(x_i)$ est effectuée en associant à chaque individu traité un individu non traité de caractéristiques similaires. Les travaux de Heckmann ont permis de développer ce type d'estimateurs par appariement et de préciser ses propriétés de convergence. Le *contrefactuel* est alors calculé comme une moyenne pondérée des observations de l'échantillon de contrôle, le poids accordé à l'individu non traité étant d'autant plus fort que son score est proche de celui de l'individu traité considéré.

Rosenbaum et Rubin (1983) ont établi une propriété, qui permet de simplifier les appariements en diminuant le nombre de variables de conditionnement. Ils montrent, en effet, que la propriété d'indépendance conditionnellement à des observables x_i implique celle d'indépendance conditionnellement à un résumé de ces variables, c'est-à-dire le score $s(x_i) = P(t_i = 1 | x_i)$. Il n'est donc pas nécessaire d'apparier les individus sur l'ensemble des caractéristiques x_i . Il suffit de considérer le résumé de dimension 1 de ces variables que constitue le score.

2. Extension méthodologique pour l'étude des effets de mesures continues

Le cadre de référence précédent doit être élargi pour évaluer l'effet des réductions de charges. Le traitement, qui est ici la réduction *ex ante* du coût du travail, est en effet compris entre 0 et 9,5% selon les entreprises. On propose maintenant une formalisation des problèmes d'évaluation de mesures « continues », qui définit différents paramètres d'intérêt et précise les conditions de leur identification.

a. Notations, effet causal et paramètres d'intérêt

Dans ce nouveau modèle, les entreprises i , $i = 1, \dots, N$, peuvent recevoir n'importe quel traitement t se situant dans l'intervalle $[t, \bar{t}]$. En outre, le modèle introduit pour chaque entreprise autant de variables d'output latentes $y_i(t)$ que de traitements possibles t , soit une infinité. Seule l'une de ces variables est cependant observée : c'est celle qui est associée au traitement que l'entreprise a effectivement reçu c'est-à-dire $y_i(t_i)$. C'est à partir de ces variables latentes que peuvent être définis différents effets individuels de la mesure. On définit l'effet de la mesure pour un individu i : $e_i = y_i - y_i(0)$. On s'intéresse aussi à l'effet d'un accroissement marginal du traitement reçu : $f_i = \partial y_i(t_i) / \partial t$. À l'instar du modèle de Rubin, ces effets sont inobservables car ils sont définis à partir des variables latentes $y_i(t)$ inobservables. Sous certaines hypothèses, il est cependant possible d'identifier et d'estimer l'espérance de ces paramètres. On définit ainsi les deux paramètres d'intérêt suivants : $E_{\bar{\omega}_i}(\partial y_i(t_i) / \partial t)$ et $E_{\bar{\omega}_i}(y_i - y_i(0))$, où $E_{\bar{\omega}_i}$ désigne la moyenne pondérée par les effectifs.

b. Identification des paramètres d'intérêt

Comme dans le cas d'un traitement unique, on recourt à une hypothèse d'indépendance entre les variables latentes $y_i(t)$ et de traitement t_i conditionnellement à des variables observables x_i , $\forall t \in [t, \bar{t}]$. Sous cette hypothèse et en définissant la fonction $g(x_i, t_i)$ par $g(x_i, t_i) = E(y_i | x_i, t_i)$, on peut montrer que le premier paramètre s'écrit comme : $E_{\bar{\omega}_i}(\partial g(x_i, t_i) / \partial t)$ et le second comme : $E_{\bar{\omega}_i}(y_i - g(x_i, 0))$. La propriété de Rosenbaum et Rubin (1983) peut également être généralisée. Pour tout indice $s(x)$ des variables observables tel que : $I(t_i | x_i) = I(t_i | s(x_i))$, où $I(t_i | x_i)$ est la distribution du traitement conditionnellement à x_i , l'hypothèse d'indépendance conditionnellement à des observables entraîne celle d'indépendance conditionnellement au score, $\forall t \in [t, \bar{t}]$. Il suffit donc d'estimer la fonction bivariée $g(s(x_i), t_i)$ (1).

c. Estimation semi-paramétrique

On utilise un estimateur non paramétrique par séries pour estimer la fonction bivariée $g(s, t)$. Pour cela, on utilise une base de polynômes (P_k) à partir de laquelle on définit l'ensemble des régresseurs $P_i = (P_k(s_i) P_l(t_i))$, avec k et l les degrés de chacun des polynômes. On choisit des polynômes de degré 6 ou moindre, ce qui revient à introduire 29 régresseurs (variable des effectifs incluse). Les estimations $\hat{g}(s, t)$ et $\frac{\partial}{\partial t} \hat{g}(s, t)$, respectivement de l'approximation de la fonction $g(s, t)$ et de celle de sa dérivée $\partial g(s, t) / \partial t$, sont alors obtenues pour toute valeur de s et t à partir des coefficients de la régression linéaire des variables Δy_i sur ces polynômes P_i , $\forall i$. On en déduit alors les estimateurs des paramètres :

$$E_1 = \sum_i \bar{\omega}_i \frac{\partial}{\partial t} \hat{g}(s_i, t_i) \text{ et } E_2 = \sum_i \bar{\omega}_i (y_i - \hat{g}(s_i, 0)).$$

1. La procédure adoptée pour estimer le score est détaillée dans le corps du texte.

De nombreuses créations d'emplois

Le tableau 3 présente les estimations du paramètre E_1 – séparément dans l'industrie et le tertiaire – selon les trois méthodes présentées ci-dessus. Celles du paramètre E_2 figurent dans le tableau 4. Les deux premières estima-

tions supposent l'homogénéité de l'effet d'un accroissement marginal de la réduction *ex ante* dans la population. La première introduit la totalité des variables de contrôle, tandis que la seconde considère seulement leur résumé, c'est-à-dire le score. La troisième estimation permet, au contraire, à l'effet marginal de varier d'une valeur à l'autre de la réduction *ex ante* et d'un individu à l'autre.

Encadré 3

SOURCES ET CONSTITUTION DE L'ÉCHANTILLON

Les données utilisées résultent principalement de l'appariement de deux sources qui sont les déclarations des Bénéfices réels normaux (BRN) et les Déclarations annuelles de données sociales (DADS). Les déclarations des BRN sont remplies annuellement par les entreprises de plus de 3,5 millions de francs de chiffre d'affaires (530 000 euros) (seuil de 1992) soumises à l'impôt sur le revenu au titre des Bénéfices industriels et commerciaux (BIC). Les BIC correspondent aux bénéfices déclarés par les entreprises dont l'activité, commerciale, industrielle ou artisanale, est exercée dans un but lucratif (60 % des entreprises, 94 % du chiffre d'affaires). Les déclarations des DADS sont remplies annuellement par toute entreprise employant des salariés. Elles couvrent l'ensemble des employeurs et de leurs salariés à l'exception toutefois des salariés agricoles et des agents de l'État. L'exploitation statistique des DADS est devenue exhaustive à compter de 1993. Actuellement, ils représentent près de 80 % des emplois salariés.

La constitution de l'échantillon d'entreprises s'est déroulée en plusieurs étapes. On a tout d'abord sélectionné les entreprises (hors secteurs agricoles, énergie et financiers) présentes chaque année dans les BRN à partir de l'année 1993 au moins et jusqu'en 1997. On a ensuite réalisé un certain nombre de nettoyages sur des variables standards pour éliminer les valeurs aberrantes. On a ainsi imposé que la valeur ajoutée, les effectifs, le capital et la masse salariale soient positifs à chaque date. On n'a retenu que les entreprises dont les taux de croissances annuels de la valeur ajoutée, du capital et des effectifs sont compris entre le 1^{er} et le 99^e centile au niveau 40 de la nomenclature à chaque date. On a procédé de la même façon pour les logarithmes et les différences premières des logarithmes de la productivité du travail, de l'intensité capitaliste et des coûts unitaires du travail et du capital. Ces net-

toyages ont conduit à éliminer près de la moitié des entreprises dans l'industrie et un peu plus de 60 % dans les services. Ce taux d'élimination important provient essentiellement des nettoyages effectués sur le coût du capital. On a ensuite fusionné les informations des BRN avec celles des DADS en ne conservant que les entreprises présentes dans les deux sources de données entre 1993 et 1997. L'appariement a éliminé 9 % des entreprises « nettoyées », que ce soit dans l'industrie ou le tertiaire. Enfin, un dernier nettoyage sur les variables de contrôle et d'intérêt a éliminé 14 % des entreprises, à la fois dans l'industrie et le tertiaire. Au terme de ces opérations, 30 % des 295 118 entreprises présentes dans les BRN de 1993 à 1997 sont retenues dans l'échantillon, soit 87 720. Elles se répartissent en 34 371 (39 %) dans l'industrie, et 53 349 (61 %) dans le tertiaire. Ces entreprises emploient au total 3 772 941 salariés dont 2 053 777 (54 %) dans l'industrie (BTP compris) et 1 719 164 (46 %) dans le tertiaire.

Malgré le taux d'élimination important lié aux nettoyages des données, l'évolution globale des effectifs mesurée à partir de l'échantillon reflète assez bien celle de la comptabilité nationale (CN) (cf. tableau ci-dessous). On retrouve en particulier la baisse des effectifs dans l'industrie et leur hausse dans le tertiaire. L'échantillon se distingue toutefois par la surreprésentation du secteur industriel et par une légère surévaluation du taux de croissance de ses effectifs (-1,2 % contre -2,6 % dans la CN). À l'inverse, le secteur tertiaire est sous-représenté et le taux de croissance de ses effectifs sous-évalué (2,5 % contre 5,7 % dans la CN). En revanche l'échantillon rend très bien compte de l'évolution du BTP. De telles différences sont usuelles lorsque l'on compare des données issues directement des comptes des entreprises avec les données de la CN.

Répartition et croissance des effectifs salariés

Secteur	Comptabilité nationale		Échantillon	
	Part en 1994	Taux de croissance 1994-1997	Part en 1994	Taux de croissance 1994-1997
Industrie (hors BTP)	31,6	- 2,6	44,8	- 1,2
BTP	9,9	- 5,6	9,7	- 5,3
Tertiaire	58,5	5,7	45,5	2,5

En %

Trois estimations allant dans le même sens

La mise en œuvre des deux dernières estimations a nécessité l'estimation préalable du score (cf. annexe 2). Sur la cinquantaine de variables initialement introduites, on en a retenu *in fine* une quarantaine. Les variables éliminées sont quelques indicateurs sectoriels de concurrence ainsi que certaines variables financières. La représentation de la variable de traitement par les variables de conditionnement est satisfaisante : le R² est de 0,50 à la fois dans l'industrie et le tertiaire. La variance de la variable de traitement est donc réduite de façon substantielle. Néanmoins, il persiste une source de variabilité importante, qui va permettre de comparer les entreprises de scores identiques mais de réductions de coût *ex ante* différentes (8).

Les résultats obtenus avec les trois types de régressions sont qualitativement similaires. D'une régression à l'autre, les effets mesurés vont tous effectivement dans le même sens. Les

ordres de grandeur varient cependant sensiblement. Les valeurs les plus importantes sont souvent obtenues avec la dernière méthode, qui est aussi la moins précise, tandis que les valeurs les plus faibles sont généralement obtenues avec la première méthode. Les deux premières régressions présentent par ailleurs des résultats assez proches. Les différences d'ordre de grandeur sont donc spécifiques à la troisième régression et par conséquent à la prise en compte des non-linéarités dans la relation entre performances, réduction *ex ante* et score. Malgré leur imprécision importante, les estimations du paramètre E₁ de la dernière colonne sont statistiquement différentes de celles des deux premières colonnes. La non-linéarité de la relation étudiée est ainsi vraisemblablement importante, et la méthode semi-paramétrique, bien que moins précise, préférable.

8. Les résultats de cette estimation ne sont pas commentés, car ils n'offrent pas d'intérêt en eux-mêmes. L'estimation du score n'est qu'une étape intermédiaire purement descriptive.

Tableau 3

Évaluation de l'effet moyen d'un accroissement marginal de la réduction *ex ante* du coût du travail reçue sur l'évolution : paramètre E₁

Variables	(1)		(2)		(3)	
	Industrie	Tertiaire	Industrie	Tertiaire	Industrie	Tertiaire
Effectifs salariés ^a	1,60 (0,14)	1,79 (0,10)	2,00 (0,16)	2,36 (0,12)	3,30 (0,82)	5,16 (0,68)
Coût moyen du travail ^a	- 2,30 (0,10)	- 2,25 (0,09)	- 3,20 (0,12)	- 2,86 (0,11)	- 4,37 (0,69)	- 6,40 (0,58)
Part des non qualifiés	0,38 (0,09)	0,49 (0,07)	0,62 (0,10)	0,53 (0,07)	0,71 (0,49)	0,73 (0,34)
Part des jeunes	0,04 (0,06)	0,30 (0,05)	0,37 (0,09)	0,42 (0,07)	- 0,54 (0,28)	- 0,31 (0,25)
Part des jeunes non qualifiés	0,03 (0,04)	0,17 (0,04)	0,22 (0,05)	0,25 (0,06)	- 0,64 (0,38)	- 0,05 (0,34)
Intensité capitalistique ^a	- 1,40 (0,17)	- 1,58 (0,13)	- 1,87 (0,19)	- 1,94 (0,14)	- 1,58 (1,08)	- 2,21 (0,97)
Productivité du capital ^{a,b}	1,28 (0,17)	1,27 (0,13)	1,45 (0,19)	1,50 (0,14)	0,89 (1,20)	1,69 (0,95)
Productivité du travail ^{a,b}	- 0,12 (0,08)	- 0,31 (0,07)	- 0,42 (0,09)	- 0,44 (0,07)	- 0,69 (0,61)	- 0,52 (0,46)
Mark-up ^a	0,13 (0,08)	- 0,05 (0,06)	- 0,07 (0,09)	- 0,09 (0,07)	- 0,16 (0,63)	- 0,06 (0,43)
Coût unitaire de production ^a	- 1,87 (0,09)	- 1,82 (0,08)	- 2,59 (0,11)	- 2,31 (0,09)	- 3,29 (0,63)	- 5,37 (0,51)
Valeur ajoutée ^{a,b}	1,48 (0,15)	1,49 (0,11)	1,58 (0,17)	1,92 (0,12)	2,61 (1,01)	4,65 (0,81)

Lecture : Suivant l'estimateur considéré (1), (2) ou (3), une hausse d'un point de la réduction *ex ante* conduit dans l'industrie à une progression de l'emploi de 1,6 % (avec (1)), 2,0% (avec (2)) et 3,3 % (avec (3)).

(1) E₁ = $\hat{\alpha}$ dans la régression $\Delta y_i = \alpha_i + x_i \beta + c_{n_i} + v_i$, où x_i sont les variables de contrôle et n_i les effectifs.

(2) E₁ = $\hat{\alpha}$ dans la régression $\Delta y_i = \alpha_i + s_i \beta + c_{n_i} + v_i$, où s_i est le résumé des variables de contrôle (le score) et n_i les effectifs.

(3) E₁ = $\sum_i \omega_i \frac{\partial}{\partial t} \hat{g}(s_i, t_i)$ dans la régression $\Delta y_i = g(s_i, t_i) + c_{n_i} + v_i$, où g est une fonction non spécifiée de la réduction *ex ante* du coût du travail et du score et n_i les effectifs.

Ces estimations sont réalisées sur 32 459 observations dans l'industrie et 48 930 observations dans le tertiaire. Chacune des spécifications introduit les effectifs comme variable supplémentaire, de telle sorte que la somme pondérée des résidus soit nulle.

L'exposant ^a signifie que la variable est en logarithme et ^b qu'elle est déflatée par un indice de coût de production unitaire, pondérant le coût du travail et le coût du capital par leur part dans les coûts totaux de l'entreprise. L'écart-type relatif à chaque coefficient figure entre parenthèse. Source : fichiers des BRN et des DADS, Insee, et calculs des auteurs.

De fortes substitutions entre catégories de salariés

L'emploi et la réduction *ex ante* du coût du travail sont liés par une relation positive : la croissance de l'emploi dans les entreprises sur la période 1994-1997 a été d'autant plus vive que les entreprises ont fortement bénéficié d'une réduction *ex ante* du coût du travail. Ainsi, une augmentation d'un point de la réduction du coût du travail *ex ante* conduit à une progression de l'emploi estimée à 1,6 % dans l'industrie et à 1,8 % dans le tertiaire avec les régressions paramétriques (première colonne du tableau 3). Avec les régressions semi-paramétriques (troisième colonne du tableau 3), ces élasticités sont beaucoup plus élevées avec des valeurs respectivement égales à 3,3 et 5,2 %.

Ces évolutions importantes de l'emploi renvoient à deux types de mécanismes. Le premier

effet correspond à des substitutions entre les facteurs : le contenu de la production en emplois non qualifiés augmente. Le second correspond à un effet de profitabilité : la baisse des coûts de production permet aux entreprises de baisser leurs prix ce qui induit une augmentation de la demande. Cette augmentation des débouchés conduit alors à un accroissement de l'ensemble des facteurs de production. Au total, la réduction de coût du travail *ex ante* exerce un effet positif certain sur la demande de travail non qualifié. En revanche, pour l'emploi qualifié et le capital, deux effets contraires se combinent : un effet négatif dû aux substitutions et un effet positif dû à l'accroissement des débouchés.

Les substitutions s'opèrent principalement entre les salariés : la structure de la main-d'œuvre s'est fortement déformée en faveur des travailleurs les moins rémunérés, en particulier les non qualifiés

Tableau 4
Évaluation des taux de croissance imputables aux réductions de charges : paramètre E_2

Variables	(1)		(2)		(3)	
	Industrie	Tertiaire	Industrie	Tertiaire	Industrie	Tertiaire
Effectifs salariés ^a	1,28 (0,12)	2,35 (0,19)	1,60 (0,13)	3,10 (0,23)	2,62 (0,58)	3,44 (0,78)
Coût moyen du travail ^a	- 1,84 (0,09)	- 2,96 (0,20)	- 2,57 (0,11)	- 3,76 (0,25)	- 3,10 (0,48)	- 4,36 (0,86)
Part des non qualifiés	0,31 (0,07)	0,65 (0,10)	0,50 (0,08)	0,69 (0,10)	0,69 (0,30)	0,69 (0,34)
Part des jeunes	0,03 (0,05)	0,40 (0,07)	0,30 (0,07)	0,56 (0,10)	- 0,23 (0,14)	- 0,50 (0,22)
Part des jeunes non qualifiés	0,02 (0,03)	0,22 (0,05)	0,17 (0,04)	0,33 (0,08)	- 0,14 (0,26)	- 0,30 (0,29)
Intensité capitalistique ^a	- 1,12 (0,14)	- 2,07 (0,20)	- 1,50 (0,15)	- 2,54 (0,23)	- 1,41 (0,66)	- 1,61 (0,84)
Productivité du capital ^{a,b}	1,03 (0,14)	1,67 (0,19)	1,17 (0,15)	1,97 (0,21)	0,73 (0,69)	1,36 (0,79)
Productivité du travail ^{a,b}	- 0,10 (0,07)	- 0,40 (0,09)	- 0,33 (0,08)	- 0,58 (0,10)	- 0,69 (0,37)	- 0,25 (0,37)
Mark-up ^a	0,10 (0,06)	- 0,07 (0,08)	- 0,05 (0,07)	- 0,12 (0,09)	- 0,34 (0,36)	0,16 (0,35)
Coût unitaire de production ^a	- 1,50 (0,08)	- 2,39 (0,17)	- 2,07 (0,09)	- 3,03 (0,20)	- 2,44 (0,43)	- 3,48 (0,70)
Valeur ajoutée ^{a,b}	1,19 (0,13)	1,95 (0,18)	1,27 (0,14)	2,52 (0,21)	1,94 (0,63)	3,19 (0,74)

Lecture : Suivant l'estimateur considéré (1), (2), ou (3), le taux de croissance des effectifs imputable au dispositif dans l'industrie est de 1,3 % avec (1), 1,6 % avec (2) et 2,6 % avec (3).

(1) $E_2 = \hat{a} \sum_i \omega_i t_i$ dans la régression $\Delta y_i = a t_i + x_i b + c n_i + v_i$, où t_i est la réduction *ex ante* du coût du travail, x_i les variables de contrôle et n_i les effectifs.

(2) $E_2 = \hat{a} \sum_i \omega_i t_i$ dans la régression $\Delta y_i = a t_i + s_i b + c n_i + v_i$, où t_i est la réduction *ex ante* du coût du travail, s_i le résumé des variables de contrôle (le score) et n_i les effectifs.

(3) $E_2 = \sum_i \omega_i (\Delta y_i - \hat{g}(s_i, 0) - \hat{c} n_i)$ dans la régression $\Delta y_i = g(s_i, t_i) + c n_i + v_i$, où g est une fonction non spécifiée de la réduction *ex ante* du coût du travail t_i et du score s_i et n_i les effectifs.

Ces estimations sont réalisées sur 32 459 observations dans l'industrie et 48 930 observations dans le tertiaire. Chacune des spécifications introduit les effectifs comme variable supplémentaire, de telle sorte que la somme pondérée des résidus soit nulle.

L'exposant ^a signifie que la variable est en logarithme et ^b qu'elle est déflatée par un indice de coût de production unitaire, pondérant le coût du travail et le coût du capital par leur part dans les coûts totaux de l'entreprise. L'écart-type relatif à chaque coefficient figure entre parenthèse. Source : fichiers des BRN et des DADS, Insee, et calculs des auteurs.

et les jeunes non qualifiés. Les réductions *ex ante* du coût du travail ont, en effet, conduit à un accroissement important de la part des non qualifiés. Une hausse d'un point de la réduction *ex ante* du coût du travail conduit à une progression de la part de l'emploi non qualifié que l'on estime à 0,7 point à partir de la régression semi-paramétrique (9). Les substitutions entre salariés s'observent aussi au travers de l'évolution du coût du travail *ex post*. Une augmentation de la réduction du coût du travail *ex ante* de 1 point conduit à une baisse du coût moyen du travail *ex post* de 4,4 % dans l'industrie et de 6,4 % dans le tertiaire avec les régressions semi-paramétriques. Ce type de régression aboutit aux élasticités les plus fortes. Néanmoins, les deux autres méthodes donnent elles aussi une élasticité du coût du travail *ex post* à la réduction *ex ante* très importante, de plus de 2 %.

Des substitutions s'opèrent également entre travail et capital. On observe en effet une baisse de l'intensité capitalistique, une baisse de la productivité du travail et une progression de la productivité du capital. Les ordres de grandeur des élasticités de la productivité de chacun des facteurs et de l'intensité capitalistique sont quasiment inchangés d'une régression à l'autre. Toutefois, l'imprécision des estimations semi-paramétriques les font paraître *in fine* comme non statistiquement significatives, alors qu'avec les deux autres méthodes, elles apparaissent largement significatives.

De forts effets de volume

Les créations d'emplois trouvent aussi leur origine dans le développement des débouchés liés aux baisses de prix, elles-mêmes permises par la réduction des coûts de production. Apprécier l'ampleur de ce phénomène est difficile dans la mesure où cela nécessite de réaliser un partage des valeurs entre volumes et prix. Or il n'existe pas d'information sur les prix au niveau des entreprises. Une façon possible de procéder consiste à décomposer l'évolution des prix comme la somme de l'évolution du *mark-up* (sur coût moyen) et de celle des coûts de production unitaires. Il est possible, sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants, de mesurer le *mark-up* comme le rapport entre la valeur ajoutée et les coûts totaux (rémunération du capital comprise). Les estimations réalisées indiquent que le *mark-up* n'a pas augmenté sous l'effet des réductions de coût *ex ante*. Il semble donc que les réductions de coût associées au dispositif aient été répercutées dans les prix. L'évolution des coûts de production unitaires

peut ainsi être assimilée à celle des prix (10). Il ressort que la baisse des coûts de production unitaires, et donc aussi celle des prix, induite par les réductions de charges a été importante et que l'activité en a été fortement stimulée. En effet, les estimations semi-paramétriques fournissent des élasticités du coût unitaire de production à la réduction *ex ante* de 3,3 % pour l'industrie et 5,4 % pour le tertiaire, qui, bien qu'imprécises, sont statistiquement significatives. Les autres estimations donnent des valeurs plus faibles mais qui restent importantes, autour de 2 %. L'amélioration des conditions de l'offre a conduit à un développement important de l'activité des entreprises. Une augmentation d'un point de la réduction du coût du travail *ex ante* conduit à un accroissement de l'activité de 2,6 % dans l'industrie et de 4,7 % dans le tertiaire selon les estimations semi-paramétriques.

Une croissance des effectifs imputable aux mesures de 2,6 % dans l'industrie et 3,4 % dans le tertiaire

Les estimations du paramètre E_2 , représentant les taux de croissance imputables aux abaissements de charges (cf. tableau 4), confirment les résultats précédents relatifs aux différents effets de substitution et de profitabilité à l'œuvre (11). Parmi les résultats obtenus pour l'ensemble des variables, la mesure des effets sur l'emploi, total et non qualifié, présente cependant le plus d'intérêt. Elle permet en effet de mesurer l'ampleur des créations d'emplois associées au dispositif de réductions de charges.

On évalue le taux de croissance des effectifs imputable aux réductions de charges à 2,6 % dans l'industrie et à 3,4 % dans le tertiaire avec la méthode semi-paramétrique. Les estimations sont toutefois peu précises : les intervalles de confiance à 5 % des estimateurs semi-paramétriques sont respectivement 1,5 %-3,8 % dans l'industrie et 1,9 %-5,0 % dans le tertiaire. Les différences avec les autres estimateurs apparaissent ainsi moins marquantes que dans le tableau 2. À titre de comparaison, les estima-

9. Les estimations des effets sur la part des jeunes et des jeunes non qualifiés ne sont pas les mêmes suivant les différentes régressions. Les régressions paramétriques fournissent des élasticités positives, pas toujours significatives, les régressions semi-paramétriques fournissant, quant à elles, des élasticités négatives, pas toujours significatives non plus.

10. L'évolution des coûts de production unitaires peut donc être utilisée comme déflateur pour la mesure de la croissance de l'activité des entreprises. Elle l'est aussi pour la mesure de la croissance de la productivité des facteurs.

11. Par rapport au paramètre E_1 , le paramètre E_2 tient compte de la distribution de l'intensité des réductions de charges.

tions obtenues avec la première méthode fournissent des taux de croissance agrégés de 1,3 % pour l'industrie et de 2,4 % dans le tertiaire.

Près de 460 000 emplois auraient été créés ou sauvegardés...

En appliquant les taux de croissance des effectifs aux nombres d'emplois dans l'industrie et le tertiaire, on obtient une évaluation du nombre d'emplois créés ou sauvegardés grâce au dispositif d'allègement de charges. On retient pour cela un emploi salarié de 5,7 millions dans l'industrie et de 9,1 millions dans le tertiaire (12). Les évaluations sont alors d'environ 150 000 emplois dans l'industrie (5,7 millions \times 2,6 %) et de 310 000 emplois dans le tertiaire (9,1 millions \times 3,4 %). Ainsi, les mesures d'allègements de charges de 1995 et 1996 auraient permis la création ou la sauvegarde de près de 460 000 emplois dans l'économie. Cette estimation est cependant imprécise : compte tenu des écarts-types des estimations des taux de croissance, les créations d'emplois se situeraient dans une fourchette de 255 000 à 670 000 emplois. Les estimations paramétriques conduisent, quant à elles, à une évaluation de 290 000 créations d'emplois, dont 75 000 dans l'industrie et 215 000 dans le tertiaire.

... dont la moitié environ d'emplois non qualifiés

On peut également évaluer le nombre d'emplois non qualifiés créés grâce au dispositif d'allègements de charges. Il suffit alors de déduire, des estimations du tableau 4, le taux de croissance de l'emploi non qualifié imputable au dispositif. Il peut être calculé à partir de la relation :

$$\begin{aligned}\Delta \log N_j &= \Delta \log N + \Delta \log \frac{N_j}{N} \\ &= \Delta \log N + \frac{\Delta(N_j/N)}{(N_j/N)}, \quad \forall J\end{aligned}$$

et des estimations du taux de croissance de l'emploi total et de la variation de la part des non qualifiés imputables aux mesures de réductions de charges, ainsi que du niveau moyen de la part de l'emploi non qualifié dans l'emploi total. Dans l'industrie où le taux de croissance des effectifs est estimé à 2,6 %, la variation de la part des non qualifiés à 0,7 point et la part des non qualifiés à 22 %, on évalue à 5,8 % le taux de croissance de l'emploi non qualifié imputa-

ble au dispositif (2,6 + 0,7/0,2). Un calcul similaire donne un taux de croissance pour les qualifiés de 1,8 %. Dans le tertiaire, où la part des non qualifiés est de 30 %, les taux de croissance par qualification sont estimés à 5,7 % pour les non qualifiés et à 2,5 % pour les qualifiés. On en déduit alors des créations ou sauvegardes d'emplois non qualifiés de 70 000 dans l'industrie et de 150 000 dans le tertiaire. Les créations d'emplois qualifiés s'élèveraient alors à 80 000 dans l'industrie et à 160 000 dans le tertiaire. Au total, il en résulterait 220 000 créations ou maintiens d'emplois non qualifiés, et 240 000 de qualifiés, dans l'économie.

Ces chiffres illustrent bien les effets de substitution et de volume à l'œuvre. Alors que la part des non qualifiés est d'environ 25 % dans l'emploi total, elle est de près de 50 % dans les créations d'emplois. Même si toutes les catégories de salariés ont vu croître leurs effectifs, les créations d'emplois ont été en proportion les plus importantes pour les non qualifiés. Sur les 460 000 créations d'emplois, près de la moitié concernerait des emplois non qualifiés.

Des résultats très proches des évaluations *ex ante* disponibles...

Les évaluations obtenues sont très proches de celles issues de modèles d'équilibre général. Elles ne leur sont cependant pas directement comparables. En effet, contrairement aux évaluations *ex ante* réalisées à l'aide de tels modèles, les évaluations *ex post* ici présentées ne prennent pas en compte les effets de bouclage et de financement des mesures. Par exemple, en ce qui concerne les effets de bouclage, on ne considère pas les effets sur l'emploi d'un accroissement de la demande globale résultant de l'amélioration de la situation de l'emploi (effets keynésiens). On ne considère pas non plus l'impact de la baisse du chômage sur les salaires (effets Phillips). Par ailleurs, les interactions existant entre entreprises opérant sur un même marché ne sont pas complètement prises en compte. On suppose, en effet, que les entreprises dont la réduction de coût *ex ante* est nulle ne sont pas affectées par les réductions de charges. Cette hypothèse peut conduire à une surestimation ou à une sous-estimation du nombre d'emplois créés grâce aux mesures. En effet, ces entreprises peuvent perdre des parts de marché si elles sont soumises à une forte concurrence de

12. Ces chiffres sont ceux de 1994 (cf. rapports sur les Comptes de la nation).

la part d'entreprises largement bénéficiaires des mesures. Mais elles peuvent être également incitées à embaucher des bas salaires pour en bénéficier elles aussi.

Néanmoins, à titre de comparaison, Laffargue (2000), à l'aide d'un modèle d'équilibre général, obtient de 116 000 à 440 000 créations d'emplois à long terme selon la valeur de l'élasticité de substitution entre le travail non qualifié et les autres facteurs. De même, Audric, Givord et Prost (2000) aboutissent à des résultats très voisins, variant de 120 000 à 410 000 créations d'emplois. Sur données individuelles, Laroque et Salanié (2000) chiffrent l'effet de ces mesures à 490 000 emplois. Avec une méthodologie différente mais toujours sur données individuelles, Kramarz et Philippon (2001) mettent également en évidence une forte sensibilité de l'emploi des bas salaires à leur coût sans toutefois proposer de chiffrage macro-économique.

... mais qui ne valent que pour le dispositif d'allègement en vigueur

Les résultats montrent que le dispositif d'allègement de charges sur les bas salaires a conduit à des créations d'emplois très importantes. Le principal intérêt de l'approche retenue est de ne pas reposer sur la spécification et l'estimation de modèles structurels. Les effets mesurés sont une combinaison de différents paramètres structurels, dont on ne peut distinguer les différentes

composantes, en outre vraisemblablement très hétérogènes d'une entreprise à l'autre. Cette évaluation ne nécessite donc pas l'estimation des élasticités de substitution entre les différents types de travailleurs, pas plus que celle de l'élasticité de la demande de travail à son coût. Elle permet néanmoins de bien comprendre les mécanismes qui ont pu être à l'œuvre dans les créations d'emplois.

Cette approche présente cependant quelques faiblesses. Il est ainsi nécessaire de faire un minimum d'hypothèses sur les relations de substituabilité entre les travailleurs concernés par les réductions de charges. Les hypothèses identificatrices jouent également un rôle importants dans l'obtention des résultats. Ces hypothèses ont été rendues aussi transparentes que possibles. Enfin, l'évaluation ne vaut que pour le dispositif en vigueur sur la période 1994-1997. Elle ne peut donc pas être utilisée pour l'étude de dispositifs alternatifs comme, par exemple, l'extension des abaissements de charges à une population plus large ou au contraire leur intensification sur la population déjà concernée. C'est en quelque sorte le prix à payer pour contourner la difficulté de l'estimation de modèle structurel (qui présenterait elle aussi ses propres limites). Cette étude montre néanmoins que les mesures de politique économique visant à modifier la distribution du coût du travail, notamment au niveau des bas salaires, ont au total des effets importants sur l'activité et l'emploi de toutes les catégories de salariés. □

Les auteurs remercient Denis Fougère, Francis Kramarz, Françoise Maurel, Guy Laroque, Jean-Luc Tavernier et plus généralement les participants aux séminaires du D3E, du Crest et de la Direction de la Prévision.

BIBLIOGRAPHIE

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

Auerbach A.J. (1983), « Taxation, Corporate Financial policy and the Cost of Capital », *Journal of Economic Literature*, 21, September.

Cserc (1996), « L'allègement des charges sociales sur les bas salaires : rapport au premier ministre », Paris, La documentation Française.

Dunne T., Roberts M.J. et Samuelson L. (1988), « Patterns of Firm Entry and Exit in U.S. Manufacturing Industries », *Rand Journal of Economics*, vol. 19, n° 4, winter.

Heckman J., Ichimura H., Smith J. et Todd P. (1999), « Characterizing Selection Bias Using Experimental Data », *Econometrica*, 66(5), pp. 1017-1098.

Heckman J., Ichimura H. et Todd P. (1997), « Matching as an Econometric Evaluation

Estimator : Evidence from Evaluating a Job Training Program », *Review of Economic Studies*, 64(4), pp. 605-654.

Heckman J., Ichimura H. et Todd P. (1998), « Matching as an Econometric Evaluation Estimator », *Review of Economic Studies*, 65(2), pp. 261-294.

Heckman J., Lalonde R. et Smith J. (1999), « The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs », *Handbook of Labor Economics*, Volume III, Ashenfelter O. et Card D. eds.

Kramarz F. et Philippon T. (2001), « The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment », *Journal of Public Economics*, vol. 82, n° 1, pp. 115-146.

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

Laroque G. et Salanié B. (2000), « Une décomposition du non-emploi en France ». *Economie et Statistique*, n° 331, pp. 47-66.

Malinvaud E. (1998), « Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique », La documentation Française, Paris.

Rosenbaum P. et Rubin D. (1983), « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, 70(1), pp. 41-55.

Rubin D. (1974), « Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non Randomized Studies », *Journal of Educational Psychology*, 66, pp. 688-701.

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

PEUT-ON IDENTIFIER L'EFFET DES RÉDUCTIONS DE CHARGES À PARTIR DE LA RÉDUCTION *EX ANTE* DU COÛT MOYEN DU TRAVAIL ?

La démarche adoptée pour identifier l'effet des réductions de charges consiste à régresser l'évolution, entre 1994 et 1997, d'un certain nombre de variables d'intérêt (emploi, coût moyen du travail, structure de la main-d'œuvre, etc.) sur la réduction de coût *ex ante* et un ensemble de variables de contrôle destiné à éliminer les biais de sélectivité.

Le choix des variables de contrôle n'est cependant pas immédiat. On dispose *a priori* de toute l'information nécessaire pour déterminer la réduction de coût *ex ante*. Néanmoins, il n'est pas utile d'introduire tous ces éléments dans les régressions pour éliminer les biais de sélectivité. On peut, en effet, omettre les déterminants de la réduction *ex ante* du coût du travail qui n'affectent pas les variables d'intérêt. En fait, il est même nécessaire, pour l'identification des effets des allègements de charges, de montrer qu'il existe une source de variabilité spécifique à la réduction de coût *ex ante*, c'est-à-dire qui affecte la réduction *ex ante* sans affecter directement les variables d'intérêt.

Dans cette annexe, on utilise un modèle d'offre et de demande de travail à plusieurs catégories de main-d'œuvre pour :
i) déterminer les sources d'hétérogénéité entre entreprises de la réduction de coût *ex ante*, ii) préciser les conditions sous lesquelles on peut écrire les variables d'intérêt en évolution entre 1994 et 1997 comme une fonction de la réduction de coût *ex ante* et iii) examiner s'il existe une source d'hétérogénéité spécifique à la réduction de coût *ex ante*. Pour simplifier, on présente le modèle sous forme matricielle en omettant les indices temporel et individuel.

i. Modélisation des offres et demandes des catégories de main-d'œuvre

Les demandes de main-d'œuvre sont déterminées par des entreprises en concurrence monopolistique sur le marché de leur produit. Elles s'écrivent sous la forme matricielle suivante :

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

où N et c_N sont les vecteurs respectivement des L catégories d'emplois considérées et de leur coût unitaire, K et c_K le capital et son coût, $\Sigma_{N,N} = [\sigma_{N_i, N_j} - \varepsilon]_{i,j=1, \dots, L}$ et $\Sigma_{N,K} = [\sigma_{N_i, K} - \varepsilon]_{i=1, \dots, L}$ les matrices des élasticités de substitution de Allen nettes de l'élasticité prix de la demande (en valeur absolue), $\pi_N = \text{Diag}(\pi_{N_1}, \dots, \pi_{N_L})$ la matrice diagonale des parts dans les coûts totaux de chaque catégorie d'emploi (avec $\sum_{j=1}^L \pi_{N_j} + \pi_K = 1$) et u le vecteur des termes de perturbation incluant les facteurs technologiques et de demande.

Les offres de travail relatives à chaque entreprise sont définies de façon *ad hoc* comme :

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

où w représente le vecteur des salaires bruts des L catégories d'emplois, P la matrice diagonale des élasticités des offres de travail à leur rémunération brute et v le vecteur des termes de perturbation affectant les offres de travail. Les coûts et salaires bruts des différentes catégories de main-d'œuvre sont liés par : $c_{N_i} = (1 + T(w_i))w_i$, où $T(\cdot)$ est la fonction qui associe aux salaires les taux de cotisations sociales patronales. C'est cette fonction que la politique de réductions de charges a modifiée.

ii. Déterminants de la réduction de coût *ex ante*

En supposant que les salaires prévalant dans l'entreprise sont ceux qui égalisent l'offre et la demande de chaque catégorie de main-d'œuvre au sein de l'entreprise, on en déduit :

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

Les salaires dépendent ainsi des paramètres structurels (élasticités de substitution, élasticité prix de la demande et élasticités des offres de travail), des parts des différents facteurs dans les coûts totaux, du coût d'usage du capital, de la fonction déterminant les taux de cotisations sociales et des éléments inobservés affectant aussi bien les offres que les demandes de travail (1).

En appliquant ces équations aux données de 1994, on obtient les rémunérations des différentes catégories de salariés à cette date, lesquelles permettent de calculer la réduction de coût *ex ante* de l'entreprise. Cette dernière est effectivement égale à la somme des réductions de coût *ex ante* relatives aux différentes catégories de salariés :

1. Les parts de la rémunération de chacun des facteurs interviennent comme des variables explicatives dans l'équation. Ces variables peuvent être explicitées comme des fonctions des sources de variabilité du modèle, qui seraient alors seulement les paramètres structurels et les chocs u et v . Ce point n'est cependant pas crucial pour l'analyse. L'aspect important est que, à parts de la rémunération des facteurs données, la rémunération de chacune des qualifications soit encore fonction des paramètres du modèle et des chocs u et v .

$t = t_{N_1} + \dots + t_{N_L}$, où t_{N_j} est la réduction de coût du travail de la catégorie j avec $t_{N_j} = \tilde{\pi}_{N_j} [\log(1 + T_{97}(w_{j,94})) - \log(1 + T_{94}(w_{j,94}))]$ et $\tilde{\pi}_{N_j}$ la part dans les coûts salariaux des travailleurs de la catégorie j . On en déduit l'expression de la réduction *ex ante* du coût du travail t :

$$t = t(\Sigma, P, \pi_{N,94}, \pi_{K,94}, C_{K,94}, U_{94}, V_{94}).$$

iii. Déterminants des variables d'intérêt

Les salaires en évolution entre 1994 et 1997 sont obtenus en considérant les équations de salaires ci-dessus en différence. En notant $\tilde{\pi}_N = \text{Diag}(\tilde{\pi}_{N_1}, \dots, \tilde{\pi}_{N_L})$ la matrice diagonale des parts dans les coûts salariaux des différentes catégories de main-d'œuvre et en les supposant constantes, ils s'écrivent comme :

$$\Delta \log w = [P - \Sigma_{N,N} \tilde{\pi}_N]^{-1} [(1 - \pi_K) \Sigma_{N,N} \tilde{\pi}_N \Delta \log(1 + T(w)) + \Sigma_{N,K} \pi_K \Delta \log c_K + \Delta u - \Delta v]$$

Le terme $\Delta \log(1 + T(w))$ peut se décomposer en deux termes : la variation due à la seule modification des mesures d'allègements de charges entre 1994 et 1997 (salaires nets inchangés) et la variation due à l'ajustement des salaires nets entre 1994 et 1997 (le dispositif d'allègement de charges étant celui de 1997) :

$$\tilde{\pi}_N \Delta \log(1 + T(w)) = \tilde{\pi}_N [\log(1 + T_{97}(w_{94})) - \log(1 + T_{94}(w_{94}))] + \tilde{\pi}_N [\log(1 + T_{97}(w_{97})) - \log(1 + T_{97}(w_{94}))]$$

Le premier terme $\tilde{\pi}_N [\log(1 + T_{97}(w_{94})) - \log(1 + T_{94}(w_{94}))]$ correspond aux réductions *ex ante* relatives aux catégories de salariés t_{N_j} . En supposant que le second terme est négligeable c'est-à-dire que les réductions du taux de cotisations sociales de 1997 s'appliquant aux salaires de 1994 et de 1997 sont identiques, il vient :

$$\Delta \log w = [P - \Sigma_{N,N} \tilde{\pi}_N]^{-1} [(1 - \pi_K) \Sigma_{N,N} t_N + \Sigma_{N,K} \pi_K \Delta \log c_K + \Delta u - \Delta v].$$

Pour définir l'évolution des salaires en fonction de la réduction *ex ante* du coût du travail de l'entreprise t , où $t = t_{N_1} + \dots + t_{N_L}$, on suppose les restrictions suivantes sur les substitutions entre les \bar{L} catégories de salariés touchées par les réductions de charges :

$$\sigma_{N_j, N_k} = \sigma_{N_j, N_j} = \sigma_{N_j} \forall k, \forall l \leq \bar{L} \text{ et } \forall j = 1, \dots, L \quad (2)$$

Cette hypothèse est en particulier satisfaite lorsque les catégories de travailleurs touchées par les réductions de charges sont parfaitement complémentaires (3). Elle est suffisante pour exprimer l'évolution des salaires et de l'emploi des différentes catégories de main-d'œuvre comme une fonction linéaire de la réduction *ex ante* du coût du travail de l'entreprise :

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

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

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

$$\Delta y = \Delta y(\Sigma, P, \pi_N, \pi_K, \Delta c_K, \Delta u, \Delta v, t).$$

iv. Identification de l'impact des réductions de charges

En résumé, on a :

$$\Delta y_j = \Delta y(\Sigma_j, P_j, \pi_{N,j}, \pi_{K,j}, \Delta c_{K,j}, \Delta u, \Delta v_j, t_j)$$

$$\text{et } t_j = t(\Sigma_j, P_j, \pi_{N,j}, \pi_{K,j}, C_{K,j}, U_j, V_j).$$

2. Ces restrictions impliquent : $\sigma_{N_j, N_k} = \sigma_{N_j} \forall k \leq \bar{L}$ et $\sigma_{N_j, N_k} = \sigma_{N_j} \forall l > \bar{L}$ et $k \leq \bar{L}$, où $1, \dots, \bar{L}$ désignent les catégories touchées par les réductions de charges.

3. À partir de la formule des élasticités de substitution de Allen $\sigma_{i,j} = CC_{i,j} / C_i C_j$ où C est la fonction de coût, on vérifie que la propriété est satisfaite dès lors que cette fonction peut s'écrire sous la forme :

$$C = (C_{N_1}, \dots, C_{N_{\bar{L}}}, C_{N_{\bar{L}+1}}, \dots, C_{N_L}) = C(\lambda_{N_1} C_{N_1} + \dots + \lambda_{N_{\bar{L}}} C_{N_{\bar{L}}}, C_{N_{\bar{L}+1}}, \dots, C_{N_L})$$

Ce modèle permet de dégager trois résultats importants :

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

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

On utilise quatre types de variables de contrôle : des caractéristiques passées des entreprises, des variables de concurrence, des variables financières et des variables sur la structure des qualifications. Ces variables sont des approximations des facteurs communs inobservables. Les caractéristiques passées reflètent ainsi les chocs de demande et de productivité inobservés. Les variables de concurrence approchent le paramètre inconnu de l'élasticité prix de la demande. Les variables financières prennent en compte les chocs sur le coût du capital qui ont résulté de la forte baisse des taux d'intérêt et des modifications importantes de la fiscalité sur la période 1994-1997 (progression du taux de prélèvement libératoire de 19,4 % à 25 %, de l'IS de 33,3 % à 41,7 % et du taux d'imposition des plus-values de 19,4 % à 26 %). Enfin, comme les parts des différents facteurs dans l'entreprise sont observées, elles sont directement introduites.

Ces variables sont mesurées pour la plupart en 1994 et pour certaines en évolution moyenne entre une date antérieure à 1994 (généralement la date de première année de présence dans l'échantillon) et l'année 1994. Les caractéristiques passées considérées sont la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs, la productivité du travail, la croissance de la productivité globale des facteurs et l'intensité capitalistique. Les variables de concurrence sont mesurées au niveau individuel par le mark-up et au niveau sectoriel par des taux d'importation et d'exportation ainsi que par des taux d'entrée et de sortie. Les variables financières se composent du coût d'usage du capital, de la part des dettes dans le financement ainsi que de la variation *ex ante* du coût du capital, mesurant la variation uniquement induite par les changements de fiscalité sur la période. Enfin, les variables sur la structure des qualifications sont mesurées au niveau des entreprises par les parts dans le total des heures travaillées de dix-huit catégories de salariés, créées par le croisement des critères de sexe, de qualifications et d'âge.

**RÉGRESSION DU LOGIT DE LA VARIABLE DE TRAITEMENT
SUR LES VARIABLES DE CONTRÔLE RETENUES**

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

Lecture : on introduit des variables sectorielles au niveau de la Nap 15, ainsi qu'une constante. Les variables sont prises en 1994 et pour certaines d'entre elles, en évolution moyenne sur une période antérieure. La régression est effectuée sur 32 769 observations dans l'industrie et sur 49 614 dans le tertiaire. L'écart-type relatif à chaque coefficient figure entre parenthèses.

Source : fichiers des BRN et des DADS, Insee, et calculs des auteurs.

BAISSE DES COTISATIONS SOCIALES SUR LES BAS SALAIRES : UNE RÉÉVALUATION

Yannick L'Horty, EPEE, Université d'Évry-Val d'Essonne

La France est le premier pays d'Europe à avoir mis en place une réduction générale des cotisations sociales sur les bas salaires, avant d'être suivi par la Belgique (Plan Global) et les Pays-Bas (dispositif SPAK). Elle est également le pays où les réformes ont été les plus nombreuses dans ce domaine. Depuis l'exonération des cotisations patronales d'allocations familiales, instaurée par la loi du 27 juillet 1993 et inspirée des travaux du X^e plan, jusqu'à la ristourne dégressive de la Loi de finances de 1998, trois gouvernements successifs auront mis en œuvre cinq dispositifs différents d'allègements de charges sur les bas salaires en l'espace de cinq années. La fenêtre d'exonération a été progressivement élargie (de 1,1 à 1,3 Smic) ; l'ampleur de l'exonération a été approfondie (de 5,4 % à 18,2 % du salaire brut au niveau du salaire minimum) ; la forme de l'exonération a été lissée (d'un dispositif en palier à une ristourne linéaire en fonction du salaire). Dès 1996, le coût annuel de ces allègements a atteint près d'un demi-point de PIB, constituant la première des politiques pour l'emploi, très loin devant tous les autres dispositifs (1).

Compte tenu de la place de premier plan occupée en France par ces allègements et de la diversité de cette expérience, il n'est pas étonnant que de très nombreux travaux d'évaluation aient été effectués sur les conséquences économiques de ces politiques. Ces évaluations ont utilisé les techniques les plus variées : recours à des formes réduites de demande de travail (Cserc, 1996 ; Malinvaud, 1998 ; L'Horty, 2000), à des modèles d'équilibre général calculable (Laffargue, 1996 et 2000), des maquettes macro-économiques stylisées (Germain, 1997 ; Salanié, 1999 ; Audric, Givord et Prost, 2000), ou des modèles macro-économétriques (Cornilleau et Heyer, 2001). Au-delà de cette variété, ces travaux ont pour points communs une perspective plutôt macro-économique, l'usage de données agrégées et une approche *a priori* : aucun ne constate *a posteriori* quelles ont été les effets des allègements de charges sur les bas salaires.

Une approche innovante

Dans ce contexte, le travail de Bruno Crépon et Rozenn Desplat constitue tout simplement la

première évaluation *ex post* des politiques françaises d'allègement ciblé (2). À l'aide d'un échantillon d'entreprises en panel, le propos de cette étude est de mesurer rétrospectivement la contribution des allègements de cotisations sur les bas salaires à l'évolution de l'emploi et d'autres grandeurs économiques à l'aide d'une approche inspirée des méthodes quasi expérimentales développées notamment par James Heckman.

La difficulté de ce travail ne résidait pas seulement dans l'indisponibilité des données. Elle tenait surtout au fait que les allègements de cotisations sociales menés en France ne constituent pas du tout une expérience contrôlée. Dans ce type d'expérience, on distingue un groupe de bénéficiaires d'une politique (ou d'un traitement) et un groupe qui n'en bénéficie pas (ni directement, ni indirectement). Lorsque le hasard détermine l'appartenance à chaque groupe, leurs caractéristiques sont comparables et l'on peut isoler l'effet du traitement. Mais les entreprises qui ont bénéficié des allègements de charges n'ont pas du tout été tirées au hasard.

Rappelons que ces baisses de charges sont à la fois générales – elles s'adressent à toutes les entreprises – et ciblées, et qu'elles sont réservées aux bas salaires. Premier problème, comme l'aide est générale, presque toutes les entreprises en ont bénéficié (92,8 % selon les auteurs, représentant 99 % de l'emploi dans leur échantillon), ce qui, en pratique, rend impossible la constitution d'un groupe de contrôle. Second problème, comme l'aide est ciblée, les entreprises qui en

1. L'allègement de cotisations sur les bas et moyens salaires, réservé aux entreprises qui ont signé un accord collectif de passage aux 35 heures, poursuit cette évolution : la fenêtre a été encore élargie (jusqu'à 1,8 Smic), et l'exonération a été amplifiée (environ 20 points de coût du travail au niveau du Smic, soit un tiers de plus que la ristourne dégressive). Avec ce nouveau dispositif, l'effort budgétaire consacré aux allègements de cotisations patronales a été triplé.

2. Il faut mentionner également l'estimation menée par Laroque et Salanié (2000) qui repose sur un modèle structurel estimé sur données individuelles en coupe transversale et qui est, en quelque sorte, à mi-chemin entre les travaux prospectifs et rétrospectifs (c'est un exercice de simulation d'un modèle structurel qui est mené pour évaluer les effets des baisses de charges, mais les comportements sont estimés sur les données de l'enquête Emploi par nature rétrospective).

bénéficient le plus ont des caractéristiques très spécifiques, en particulier en termes de taille et de secteur d'activité. Comme le rappellent les auteurs, les petites entreprises et celles qui appartiennent au secteur tertiaire sont largement surreprésentées dans les entreprises à bas salaires (plus une politique d'allègement est ciblée dans le bas de la distribution des salaires, plus cette dimension sectorielle se renforce (Cserc, 1996)). Même si l'on pouvait construire un groupe d'entreprises n'ayant pas bénéficié des allègements, il serait difficile d'attribuer les différences constatées dans l'évolution des deux groupes aux seuls allègements de charges, dans la mesure où ces caractéristiques spécifiques peuvent aussi expliquer les différences.

Cette difficulté est ici surmontée de deux façons. La première est originale, la seconde est plus traditionnelle. Tout d'abord, les auteurs étendent la méthodologie proposée par Rubin, qui s'appliquait dans le cas d'un traitement discret (on en bénéficie ou on n'en bénéficie pas), au cas d'un traitement continu (on en bénéficie plus ou moins). Ensuite, ils vont multiplier les variables de contrôle permettant de raisonner toutes choses égales par ailleurs. Une cinquantaine de variables de contrôle sont ainsi considérées, certaines exprimant des caractéristiques observables des entreprises, d'autres des caractéristiques inobservables. Le rôle de ces variables de contrôle ou de conditionnement est de capturer l'influence de facteurs communs aux variables d'intérêt (ce que l'on veut expliquer, l'évolution de l'emploi, etc.) et aux variables de traitement (la politique mise en œuvre). Comme l'ampleur des baisses de charges est liée à la structure des qualifications d'une entreprise, par exemple, et que celle-ci peut influencer ses performances en termes d'emploi, des indicateurs de la structure de qualification fournissent une variable de contrôle. Le choix des variables de contrôle constitue évidemment un point crucial.

La méthodologie des auteurs peut, dès lors, être présentée de façon très simple. Il s'agit d'expliquer les variables d'intérêt par une combinaison de la variable de traitement et des variables de contrôle. Les variables d'intérêt (Δy_i) sont l'évolution des performances des entreprises entre 1994 et 1997 (niveau et structure de l'emploi par âge et qualification, productivités du travail et du capital, intensité capitalistique, valeur ajoutée et coûts de production). La variable de traitement (t_i) est la baisse du coût du

travail moyen dans l'entreprise induite par les dispositifs d'allègement de charges mis en œuvre entre 1994 et 1997 (estimée avec la distribution des salaires de 1994). Sur cette base, les auteurs estiment trois types de modèle sur un échantillon de 87 720 entreprises issu d'un appariement des données des DADS et des BRN (ces entreprises font plus de 3,5 millions de chiffre d'affaires annuel et sont présentes dans les deux sources de 1993 à 1997). Le modèle le plus simple a une expression linéaire du type :

$$\Delta y_i = at_i + x_i b$$

où x_i est le vecteur des variables de contrôle et où le coefficient a donne l'effet moyen d'un accroissement des allègements de cotisations. Dans le deuxième modèle, les variables de contrôle sont remplacées par un indicateur synthétique. Dans le troisième modèle, on ne fait pas d'hypothèse particulière sur la relation estimée entre les variables (qui n'est plus forcément linéaire). On gagne alors en généralité mais l'on perd en précision. C'est ce troisième modèle qui est retenu finalement par les auteurs.

L'extension des dispositifs d'allègements de cotisations sur les bas salaires entre 1994 et 1997 équivaut à une baisse du coût du travail moyen de 1,7 % dans l'ensemble des entreprises de l'échantillon. Cette baisse expliquerait une progression de l'emploi de 2,6 % dans l'industrie et de 3,4 % dans les services. Les écarts-types sont cependant élevés, avec un intervalle de confiance qui s'étend de 1,5 % à 3,8 % dans l'industrie et de 1,9 % à 5 % dans les services. En appliquant ces données à la structure de l'emploi au niveau de l'économie toute entière, les auteurs expliquent finalement 460 000 emplois par l'extension du dispositif (entre 240 000 et 680 000 compte tenu de l'intervalle de confiance). Le tableau ci-après détaille ce résultat par grand secteur d'activité et par niveau de qualification.

Un effet important sur le niveau de l'emploi

Ces chiffres paraissent élevés dans l'absolu mais ils le sont plus encore si l'on tient compte de deux particularités de l'étude. D'une part, il s'agit des effets obtenus en 1997 par les réformes effectuées en 1995, 1996 et 1997, soit au bout de deux ans en moyenne. On ne mesure

ainsi qu'un effet de court terme alors que les allègements de cotisations sociales sont généralement supposés n'exercer tous leurs effets qu'à long terme. D'autre part, on mesure l'impact des *extensions* des allègements entre 1994, où prévalait un dispositif de réduction des cotisations familiales en palier, et 1997 où la ristourne dégressive s'étendait jusqu'à 1,33 Smic (contre 1,3 à partir de 1998). Cette extension a un profil tout à fait particulier et est globalement moins ample et moins ciblée sur les plus bas salaires, ce qui est théoriquement moins favorable à l'emploi (cf. schéma 1). Elle correspond, en outre, à un budget d'environ 4,57 milliards d'euros (30 milliards de francs), ce qui conduit à près de 150 000 emplois créés pour 1,52 milliard d'euros (10 milliards de francs). On est donc très au-dessus des chiffres les plus élevés donnés par les travaux prospectifs qui décrivent des impacts de long terme de mesures davantage ciblées.

Deux autres particularités de cette étude permettent d'expliquer, en partie, ces écarts. Tout d'abord, le champ est ici plus large puisque les effectifs considérés prennent en compte à la fois les travailleurs à temps complet et à temps partiel, alors que dans toutes les études prospectives, seuls les temps complets sont considérés. Ensuite, l'évaluation de Bruno Crépon et Rozenn Desplatz ne prend pas en compte les effets du financement des baisses de cotisations alors qu'il est considéré par les études macro-économiques. Selon la synthèse réalisée sur cette question dans le rapport du Cserc (1996), le financement est susceptible de diviser par deux l'impact des allègements de cotisations (avec une fourchette très large selon le mode de financement).

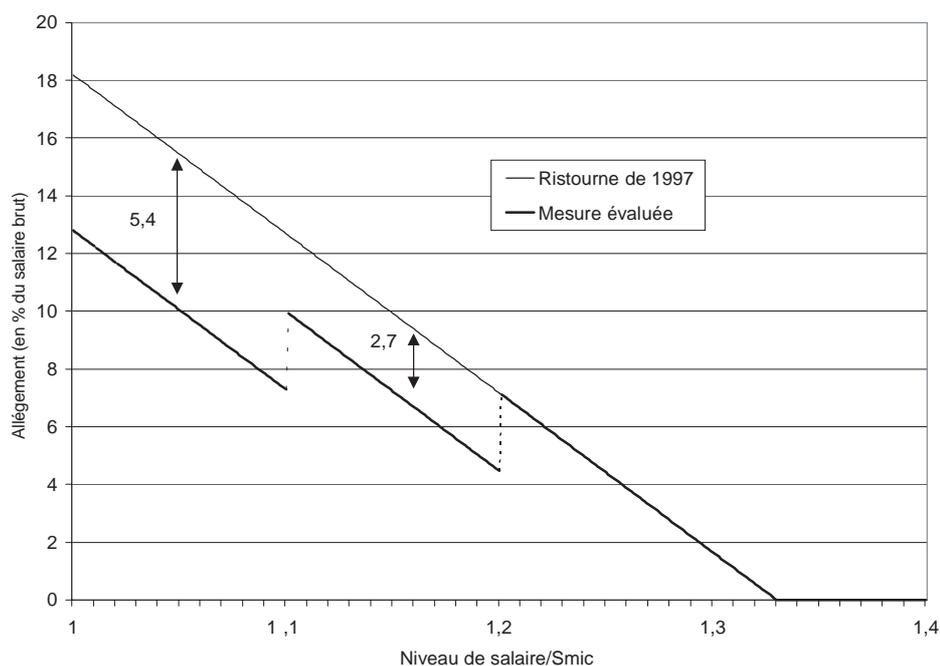
Plus généralement, cette étude ne considère aucune des rétroactions macro-économiques

Tableau
L'impact de l'extension des allègements de cotisations

	Ensemble	Industrie	Services
Emploi non qualifié (1)	220 000	70 000	150 000
Emploi qualifié	240 000	80 000	160 000
Emploi total	460 000	150 000	310 000

1. Ouvriers et employés non qualifiés, apprentis et stagiaires.

Schéma 1
La mesure évaluée : l'extension des dispositifs entre 1994 et 1997

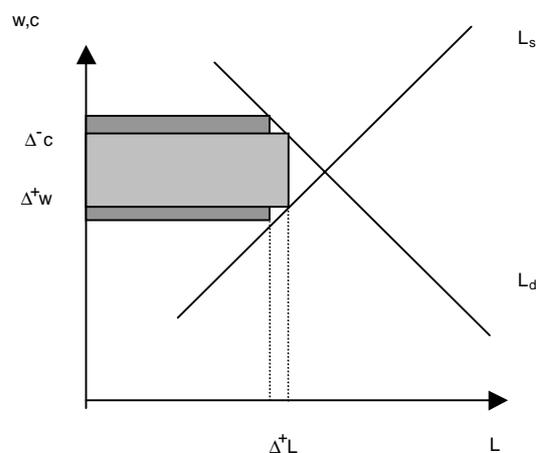


des allègements de charges : les effets en retour de la réduction du chômage sur la formation des salaires et le coût du travail dans l'ensemble des entreprises devraient, par exemple, modérer l'effet sur l'emploi. Ce type d'effet n'est pas considéré dans l'étude où l'on suppose que les salaires bruts ne varient pas avec la mise en œuvre des baisses de cotisations sociales. En théorie, une baisse de cotisations patronales réduit le coût du travail mais augmente aussi les salaires nets (cf. schéma 2). Il est cependant vrai qu'au strict voisinage du salaire minimum cet effet n'a pas lieu de se produire (cf. schéma 3).

Des mesures également très favorables pour les travailleurs qualifiés

Au-delà de l'impact important sur le niveau de l'emploi, une autre singularité des résultats porte

Schéma 2
Effets théoriques d'une baisse de cotisations non ciblée



Lecture : lorsque la baisse de cotisation n'est pas ciblée dans le bas de la distribution des salaires, elle a pour effet de réduire le coût du travail et d'augmenter les salaires nets. L'impact final sur l'emploi met en jeu à la fois l'élasticité de la demande et de l'offre de travail. Si l'on se donne par exemple des formes fonctionnelles très simples pour l'offre $L_s = \alpha w^{\epsilon_s}$ et la demande de travail $L_d = \beta c^{-\epsilon_d}$ en distinguant le salaire net (w) et le coût du travail (c), avec $\frac{w}{c} = 1 - \tau$, l'emploi d'équilibre s'écrit :

$$L^* = \alpha \frac{-1}{\epsilon_s + \epsilon_d} \beta \frac{-\epsilon_d}{\epsilon_s + \epsilon_d} (1 + \tau) \frac{\epsilon_s \epsilon_d}{\epsilon_s + \epsilon_d}$$
 Les effets d'une baisse de cotisations peuvent alors être résumés par les différentes élasticités suivantes :

Élasticité du coût du travail à une baisse de charge : $\frac{-\epsilon_s}{\epsilon_s + \epsilon_d} < 0$

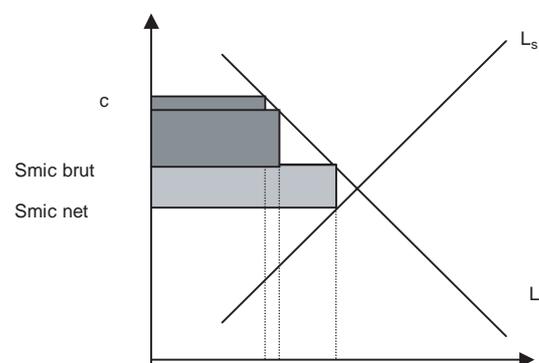
Élasticité de l'emploi : $\frac{\epsilon_s \epsilon_d}{\epsilon_s + \epsilon_d} > 0$

Élasticité du salaire net : $\frac{\epsilon_d}{\epsilon_s + \epsilon_d} > 0$

sur la structure des emplois. Dans le tableau, la baisse des cotisations sur les bas salaires profite autant à la création d'emplois qualifiés qu'à celle d'emplois non qualifiés (proportionnellement, la hausse de l'emploi peu qualifié est cependant deux fois plus élevée). Ce résultat peut surprendre dans la mesure où les effets de substitution entre les qualifications jouent au détriment des travailleurs qualifiés. Dans la plupart des études macro-économiques, les baisses de cotisations sociales sur les bas salaires entraînent ainsi des pertes d'emplois qualifiés.

Les effets de substitution entre qualifications seraient bien plus que compensés par l'augmentation du niveau de production, que l'on qualifie d'effet profitabilité ou d'effet volume (une baisse de charges permet de réduire les coûts de production ce qui peut être répercuté en baisse de prix, augmente la demande, la production et l'emploi de tous les facteurs). Les auteurs trouvent d'ailleurs un impact élevé et significatif sur la valeur ajoutée et un impact très faible voire nul sur le taux de marge, confirmant ainsi l'ampleur des effets de volume. On ne trouve pas des enchaînements aussi vertueux dans les travaux prospectifs qui sous-estiment peut-être ces effets. Il est vrai qu'ils y sont généralement résumés par un seul paramètre, l'élasticité-prix de la demande de biens, qui correspond à la valeur de la pente d'une courbe de demande agrégée. Or il est très difficile de fixer ce para-

Schéma 3
Effets théoriques d'une baisse de cotisations ciblée au voisinage du Smic



Lecture : lorsque la baisse des cotisations s'effectue au voisinage du salaire minimum, ces résultats ne tiennent plus. La baisse de charges réduit le coût du travail sans affecter les salaires nets. Ses effets sur l'emploi mettent en jeu seulement l'élasticité de la demande. Une baisse des cotisations patronales n'est d'ailleurs plus équivalente à une baisse des cotisations salariales. L'enchaînement qui prévaut est alors celui qui est décrit dans ce schéma.

mètre de façon précise : alors que beaucoup de travaux appliqués ont étudié les possibilités de substitution entre qualifications, on ne dispose que de peu d'informations sur la pente de la courbe de demande agrégée. Il s'agit-là d'une faiblesse des études prospectives.

L'effet volume qui est capturé par les auteurs est celui qui se situe au niveau de l'entreprise. Mais au niveau agrégé, une bonne part de cet effet se situe en dehors des entreprises qui sont le plus concernées par les baisses de cotisations. Les entreprises qui gagnent des parts de marché grâce à leurs baisses de charges, en font perdre à d'autres qui sont moins concernées par les allègements. Par exemple, si la demande est très sensible aux prix, comme le suggèrent les résultats de Bruno Crépon et Rozenn Desplatz, les consommateurs devraient largement substituer des biens qui incorporent du travail qualifié à des biens qui incorporent du travail peu qualifié dont les prix relatifs diminuent. Ces possibilités de substitution ont lieu en partie au travers de créations et de destructions d'entreprises qui sont prises en compte dans la plupart des études

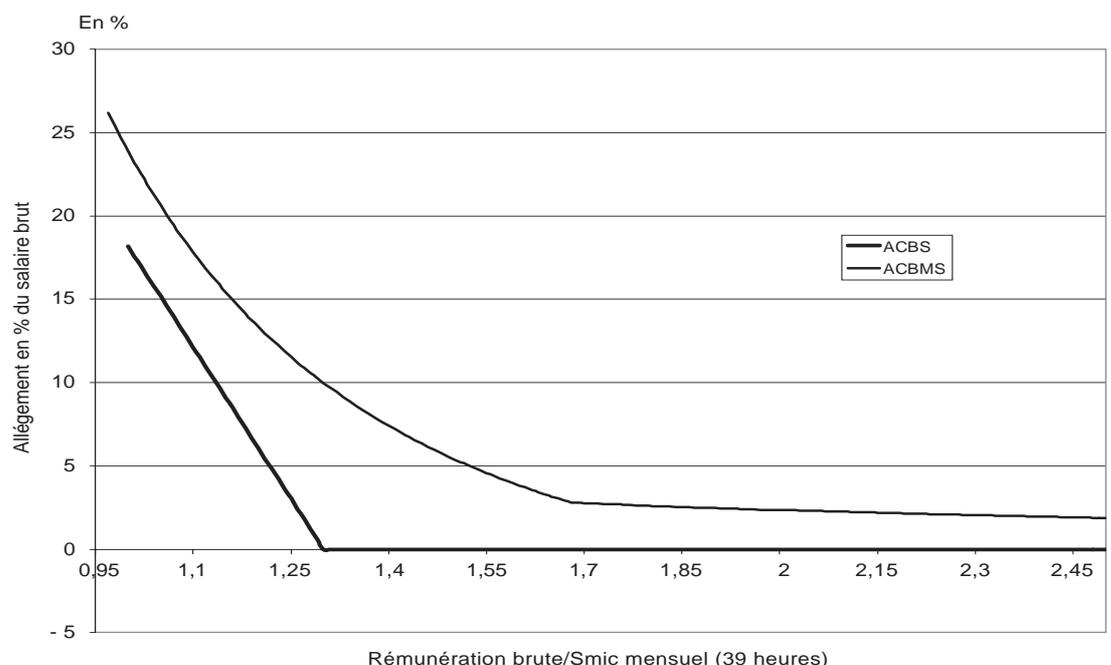
prospectives mais ne sont pas considérées par Bruno Crépon et Rozenn Desplatz qui utilisent un panel cylindré (les entreprises de l'échantillon sont présentes de 1993 à 1997). Sous l'hypothèse que les destructions d'entreprises existantes l'emportent sur les créations de nouvelles entreprises, les auteurs qui négligent ce canal surestiment probablement les effets agrégés sur le niveau de l'emploi.

En outre, si l'effet volume est très marqué, comme le suggèrent les auteurs, le ciblage des allègements de charges sur les bas salaires perd de sa pertinence. Si l'on distingue deux ensembles de travailleurs, les bas salaires, dont la part dans l'ensemble des coûts de production est notée α et les hauts salaires dont la part est $1 - \alpha$, l'élasticité de la demande de travailleurs à bas salaires à leur coût du travail s'écrit :

$$\eta_b^b = -(1 - \alpha)\sigma - \alpha\varepsilon$$

où σ est l'élasticité de substitution et ε l'effet volume. Cette expression est toujours négative et une baisse de cotisations sociales est donc

Schéma 4
Le nouveau dispositif d'allègement de cotisations sur les bas et moyens salaires



Lecture : le schéma représente les deux dispositifs avec les barèmes en vigueur depuis juillet 2001. L'allègement de charges sur les bas (ACBS) et moyens salaires (ACBMS) débute à cette date en deçà du niveau du Smic mensuel à 39 heures du fait du mécanisme différentiel de garantie mensuelle de rémunération pour les salariés au Smic à 35 heures dont la progression est moindre que celle du Smic horaire depuis sa mise en œuvre.

toujours favorable aux bas salaires. Mais un ciblage plus étroit (α plus faible) diminue cet effet positif si l'effet revenu l'emporte sur l'effet substitution. L'impact sur les hauts salaires s'écrit quant à lui :

$$\eta_b^h = \alpha(\sigma - \varepsilon)$$

et est de signe indéterminé. L'emploi des hauts salaires diminue avec une baisse de charges sur les bas salaires si l'effet substitution est plus important que l'effet revenu. Dans le cas contraire, qui est celui suggéré par les auteurs, l'effet sur l'emploi des hauts salaires est positif, mais d'autant moins que la mesure est ciblée sur les bas salaires. Au total, le ciblage sur les plus bas salaires apparaît moins vertueux lorsque les effets de substitution sont moins importants que les effets volume (3).

On peut trouver ici une justification indirecte aux nouvelles extensions des dispositifs d'allègements de cotisations dans le cadre du passage aux 35 heures. Pour toutes les entreprises qui ont signé un accord collectif de réduction de la durée du travail, le barème de la ristourne dégressive n'est plus appliqué et est remplacé par un allègement de cotisations sur les bas et moyens salaires (cf. schéma 4). La fenêtre d'exonération a été élargie jusqu'à 1,8 Smic au lieu de 1,3 et l'exonération a été amplifiée avec environ 20 points de baisse du coût du travail au niveau du Smic, soit un tiers de plus que la ristourne dégressive. Ce dispositif est moins ciblé que les précédents et l'effet attendu sur l'emploi devrait donc être moins important à budget comparable (d'autant plus qu'il compense des hausses de salaires horaires). La différence d'impact serait toutefois moindre que ce que

l'on pourrait attendre, si l'on suit les résultats de Bruno Crépon et Rozenn Desplat, selon lesquels l'effet volume l'emporte sur l'effet de substitution.

*
* *

Bruno Crépon et Rozenn Desplat apportent une contribution essentielle aux débats économiques sur les effets des allègements de cotisations sociales sur les bas salaires. Ils montrent d'une part que ces allègements ont eu un impact très bénéfique sur le niveau de l'emploi en France, confirmant ainsi les conclusions des études prospectives, et d'autre part qu'ils ont pu contribuer également à d'importantes créations d'emplois qualifiés, ce qui constitue une conclusion moins consensuelle dans les travaux existants où le financement des mesures est pris en compte. La méthodologie économétrique mise en œuvre ne repose pas sur l'estimation d'un modèle structurel, ce qui ne permet ni de connaître précisément les relais en œuvre, ni d'effectuer des exercices de simulation de politique économique à finalité prospective. Mais ce type d'approche quasi expérimentale, encore trop peu développé sur données françaises, fournit un complément précieux aux approches existantes.

3. Pour autant, le ciblage reste toujours vertueux si l'on prend en compte l'effet d'assiette, c'est-à-dire en raisonnant pour un budget B donné. La variation de l'emploi s'écrit $\Delta L = \Delta L_b + \Delta L_w$, avec

$$\Delta L_h = -\frac{B}{w_b} \frac{L_h}{L_b} \eta_b^h \quad \text{et} \quad \Delta L_b = -\frac{B}{w_b} \eta_b^b, \quad \text{soit} \quad \Delta L = B \left(\frac{\sigma}{w_b} - \frac{(\sigma - \varepsilon)}{w} \right)$$

qui est toujours positif. En ciblant, w_b diminue, ce qui est toujours favorable à l'emploi, même pour une valeur très faible de l'effet de substitution devant l'effet volume.

BIBLIOGRAPHIE

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

Cornilleau G. et Heyer E. (2001), « L'emploi », in *Les problèmes actuels de l'économie française*, J.-P. Vespérini éd., PUF.

Cserc (1996), *L'allègement des charges sociales sur les bas salaires*, La documentation Française, Collection des rapports au Premier Ministre.

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

L'Horty Y. (2000), « Quand les hausses du Smic réduisent le coût du travail », *Revue économique*, vol. 51, n° 3.

Laffargue J.-P. (1996), « Fiscalité, charges sociales, qualifications et emploi », *Économie et Prévision*, n° 125.

Laffargue J.-P. (2000), « Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires », *Revue économique*, vol. 51, n° 3.

Laroque G. et Salanié B. (2000), « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, n° 331, pp. 47-66.

Malinvaud E. (1998), *Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique.

Salanié B. (1999), « Une maquette analytique de long terme du marché du travail », document de travail de la DESE, n° G 9912, Insee.

BAISSE DE CHARGES SUR LES BAS SALAIRES ET CRÉATIONS D'EMPLOIS

Guy Lacroix, Université Laval, Québec ; Centre interuniversitaire de recherche sur les politiques économiques et l'emploi (CIRPÉE), Québec ; Centre interuniversitaire de recherche et d'analyse sur les organisations (CIRANO), Montréal

L'article de Bruno Crépon et Rozenn Desplatz porte sur l'évaluation d'une politique publique dont la finalité est la création d'emplois destinés principalement à des travailleurs jeunes et peu qualifiés. Le premier apport de ce travail est de mettre en lumière l'existence d'outils alternatifs aux dispositifs usuels de réinsertion sur le marché du travail. Ces derniers ont fait l'objet de nombreuses études dont les conclusions sont en général nuancées (Heckman, LaLonde et Smith, 1999). L'existence d'outils fiscaux alternatifs mérite donc que l'on en mesure l'efficacité relative. Cela exige toutefois des données très précises au niveau des firmes pour bien comprendre comment les décisions d'embauche sont affectées par les changements de prix relatifs introduits par ces mesures. Le deuxième apport de l'article consiste justement à asseoir l'analyse empirique sur des données provenant de fichiers appariant celles sur les employeurs avec celles sur leurs salariés. Des données de ce type, fréquemment utilisées depuis quelques années pour étudier les différentes facettes du marché du travail, ont donné naissance à une littérature aussi féconde qu'abondante (Abowd et Kramarz, 1999). Enfin, l'article comporte une innovation méthodologique en proposant une généralisation du modèle causal de Rubin.

Mesurer l'effet net de la réduction des charges sociales sur l'embauche

La mesure des effets des dispositifs publics traditionnels d'insertion en emploi soulève des problèmes de nature essentiellement méthodologique, c'est-à-dire économétrique et empirique. L'étude de dispositifs fiscaux se heurte à une difficulté conceptuelle supplémentaire, à savoir la modélisation des décisions d'embauche au sein des firmes et la prise en compte de l'arbitrage capital-travail. Deux voies peuvent alors être empruntées pour appréhender l'effet de la réduction des charges sociale sur l'emploi. La première, dite « structurelle », consiste à modéliser explicitement la prise de décision en entreprise et à estimer tous les paramètres technologiques pertinents. La deuxième est dite de « forme réduite » et cherche plutôt à mesurer

l'effet net de la réduction des charges sociales sur l'embauche sans se préoccuper explicitement des mécanismes sous-jacents. C'est cette stratégie qui est retenue par les auteurs. Elle a le mérite de simplifier considérablement l'analyse empirique. Comme le soulignent toutefois les auteurs, le prix à payer pour cette simplification est l'impossibilité d'étendre les résultats à d'autres dispositifs fiscaux. La limitation de la portée des résultats n'est pas une caractéristique propre à cette étude. La majorité des études portant sur l'évaluation des dispositifs de réinsertion en emploi souffre en effet d'une telle limitation. On ne saurait en tenir rigueur aux auteurs.

L'article de Bruno Crépon et Rozenn Desplatz présente d'incontestables qualités pédagogiques. Le contexte dans lequel s'est déroulée la baisse des charges sociales est évoqué de façon claire et succincte. Par ailleurs, les hypothèses théoriques devant être postulées pour permettre l'identification de l'effet des réductions des charges sociales sont clairement établies. On voit bien que, même en recourant à une approche en « forme réduite », la complexité conceptuelle occasionnée par un dispositif fiscal exige une réflexion théorique plus approfondie que ne le réclament les dispositifs traditionnels. Enfin, la présentation du modèle causal de Rubin est faite dans un langage simple, ce qui la rend d'autant plus accessible.

La réduction des charges sociales aurait ainsi eu des effets considérables sur la création d'emplois au cours de la période considérée. Cette conclusion est corroborée par d'autres études utilisant des données et des techniques différentes. Toutefois, l'effet des réductions des charges sociales semble être relativement sensible au choix de l'estimateur. Ainsi, les résultats présentés dans les tableaux 3 et 4 montrent que cet effet est systématiquement plus élevé lorsqu'il est évalué à l'aide d'un estimateur semi-paramétrique. Cet estimateur est privilégié par les auteurs avec raison puisqu'il a la vertu d'être plus flexible que les autres estimateurs considérés dans l'analyse. Ces derniers imposent une relation linéaire improbable entre les variables

d'intérêt et celle de la réduction des charges sociales. Dans le cas présent, la linéarité est postulée aussi bien au niveau des paramètres qu'au niveau des variables explicatives. Or, l'ajout d'expressions quadratiques et/ou cubiques dans la réduction *ex ante* des charges sociales introduirait une flexibilité souhaitée dans ces modèles, et cela à peu de frais du point de vue statistique. Des tests formels, permettant de discriminer entre les modèles, auraient l'avantage d'établir une hiérarchie dans les résultats empiriques.

L'estimateur semi-paramétrique est privilégié en raison de sa plus grande flexibilité fonctionnelle. Cette plus grande flexibilité a toutefois pour contrepartie un nombre moins élevé de variables pouvant conditionner la relation entre les variables d'intérêt et la réduction des charges sociales. Ainsi, seules les variables introduites dans le score interviennent dans le modèle semi-paramétrique, et cela de façon indirecte. Il se peut alors que les paramètres des polynômes s'ajustent de façon à compenser le manque de variables de conditionnement dans la régression. Il est également possible que le recours à des polynômes d'ordre trop élevé sur-paramétrise la relation fonctionnelle, un peu à l'instar des modèles de durée semi-paramétriques dans lesquels le hasard de base est approché par des polynômes d'ordre plus ou moins élevé. Il a en effet été montré que les paramètres ont alors tendance à amplifier la sensibilité des variables de durée aux variations dans les variables exogènes (Baker et Molino, 2000). Il se peut que ce raisonnement ne soit pas applicable au cas présent, *mutatis mutandis*. Il reste que l'importance des résultats économétriques du point de vue de la politique économique mérite que l'on s'attarde à comprendre les raisons pouvant expliquer les écarts observés entre les différents estimateurs.

Un mécanisme de changement de prix relatifs

La littérature portant sur l'évaluation des dispositifs usuels de réinsertion en emploi se soucie généralement peu de mesurer leur effet sur l'emploi global. Cela est dû au fait que les programmes sont souvent ciblés sur des groupes d'individus relativement petits et bien circonscrits, ou encore parce que l'évaluation est faite à partir de données expérimentales portant sur un nombre relativement peu élevé d'individus.

Le dispositif étudié dans cet article a une portée très large. Il n'est donc pas étonnant de constater qu'on lui attribue la création de nombreux emplois.

Une création aussi importante d'emplois appelle deux réflexions. Tout d'abord, il faut insister sur le fait que le mécanisme de création d'emplois à l'œuvre ici est essentiellement un mécanisme de changement de prix relatifs. Les travailleurs faiblement rémunérés en poste au moment de l'abaissement des charges sociales deviennent soudainement moins coûteux. Cela favorise leur maintien en emploi et stimule l'embauche d'autres travailleurs faiblement qualifiés ou non qualifiés. Par ailleurs, comme le salaire relatif des travailleurs faiblement qualifiés se trouve diminué aux yeux des firmes, celles-ci auront intérêt à substituer ces travailleurs aux travailleurs légèrement plus qualifiés, dans la mesure où ces deux types de travailleurs sont substituables en production. Plus l'élasticité de substitution est grande, plus la concurrence entre les différentes catégories de travailleurs sera forte. Compte tenu de l'effet estimé du dispositif sur l'emploi global, il est probable qu'il en résulte une pression à la baisse sur les salaires des travailleurs recevant davantage que 1,2 fois le Smic. Les résultats eu égard à la baisse des coûts moyens de production peuvent ainsi traduire l'effet combiné d'une augmentation de la part des travailleurs non qualifiés et une baisse relative du salaire des travailleurs faiblement qualifiés.

L'autre réflexion porte sur le coût des mesures d'allègements des charges sociales. Les auteurs mentionnent en introduction que les coûts budgétaires des allègements sont en hausse constante et représentaient plus de 38 milliards de francs en 1996 (5,79 milliards d'euros). Ces coûts doivent être jaugés relativement à la création totale d'emplois et aux autres coûts budgétaires et sociaux épargnés. Même en supposant un manque à gagner de plus de 100 milliards de francs entre 1994 et 1996 (15,24 milliards d'euros), cela représente un coût brut d'environ 70 000 francs par poste/année (10 700 euros). En tenant compte des autres bénéfices, le coût net de la mesure n'apparaît pas exagérément élevé. Ces ordres de grandeur soulignent l'importance que l'on doit accorder à la mesure précise de l'effet global des réductions des charges sociales.

BIBLIOGRAPHIE

Abowd J.M. et Kramarz F. (1999), « The Analysis of Labor Markets using Matched Employer-Employee Data », in O. Ashenfelter and D. Card eds, *Handbook of Labor Economics*, 3B (40), pp. 2629-2710.

Baker M. et Melino M. (2000), « Duration Dependence and Non-Parametric Heterogeneity :

A Monte-Carlo Study », *Journal of Econometrics*, 96, pp. 357-393.

Heckman J.J., LaLonde R.J. et Smith J.A. (1999), « The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs », in O. Ashenfelter and D. Card eds, *Handbook of Labor Economics*, 3A (31), pp. 1865-2097.
