Réponse à une fiche de lecture

RÉDUCTIONS DE CHARGES ET EMPLOI : ÉVALUER LA CRITIQUE

Bruno Crépon
CREST, Département de la Recherche

Rozenn Desplatz
Ministère des Finances, Direction de la Prévision

Fiche de lecture parue dans la *Revue de l'OFCE* n° 81, avril 2002
« **Une arme miracle contre le chômage ?** »
Henri Sterdyniak

sur l'article :
« **Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires** »
Bruno Crépon et Rozenn Desplatz
Économie et Statistique, INSEE, n° 348, 2001-8

Depuis sa parution dans *Économie et Statistique* (n° 348), notre article sur l'évaluation des dispositifs d'allégements de charges a été l'objet de nombreuses critiques. Il nous semble naturel que ce type de travail, orienté vers l'évaluation de politiques publiques, suscite des réactions et fasse débat entre économistes. C'est le propre de tout travail scientifique, même lorsqu'il a, comme le nôtre, suivi toutes les étapes nécessaires à la publication dans une revue scientifique. Nous ne pouvons que regretter que ces critiques ne nous aient pas été adressées plus tôt, alors que l'article reprend un document de travail publié en juillet dernier, et regretter également que beaucoup identifient à tort un article dans *Économie et Statistique* à une position officielle de l'INSEE.

Sur le plan technique, les critiques qui nous ont été adressées sont de plusieurs ordres. Celles de Henri Sterdyniak sont sans doute les plus complètes et les mieux argumentées. Elles portent sur la méthode que nous avons utilisée pour identifier l'effet des réductions de charges au

niveau individuel, sur le type d'estimation que nous avons mis en œuvre, sur l'agrégation de nos résultats au niveau macroéconomique, sur la prise en compte de l'effet du temps partiel, sur la vraisemblance de l'ordre de grandeur que nous obtenons et enfin sur le partage entre les effets dits de volume et de substitution. Nous examinons ici tour à tour chacune de ces critiques.

Une méthode robuste ne reposant pas sur une modélisation *a priori* du comportement des agents

Notre travail cherche à évaluer l'effet de la modification du coût du travail induite par l'extension des dispositifs d'allégements de charges de 1995 et 1996. Il se situe sur le terrain de l'évaluation *ex post* de mesures de politiques publiques en se fondant sur l'observation directe de l'emploi dans les entreprises. L'effet des allégements de charges est appréhendé au travers de la réduction de cotisations patronales dont bénéficie chaque entreprise, calculée sur la base de l'ensemble des rémunérations qu'elle a versées au cours de l'année 1994, *i.e.* antérieurement à l'extension des dispositifs que nous étudions. La principale difficulté des travaux d'évaluation est d'isoler l'effet d'une mesure (ici l'effet des allégements de charges) de l'ensemble des autres facteurs susceptibles d'affecter l'évolution de l'emploi dans les entreprises. Le principe de notre étude est d'utiliser le fait que les entreprises ont bénéficié à des degrés très divers du dispositif (du fait de l'hétérogénéité des structures des salaires entre les entreprises), alors même qu'elles pouvaient être très proches en terme d'autres caractéristiques affectant l'évolution de leur emploi. Seule l'utilisation d'informations à un niveau très désagrégé permet de réaliser une telle évaluation.

On peut évidemment contester le principe même de l'étude, au motif que les entreprises qui bénéficient des allégements de charges ont, par construction, une structure salariale particulière qui les distingue fondamentalement des autres. Nous avons amplement discuté ce point dans notre article et nous avons montré que, pour chaque entreprise, il était possible de trouver une entreprise, n'ayant que très marginalement bénéficié du dispositif présentant des caractéristiques similaires.

Ce type d'approche a suscité au cours des dernières années une attention soutenue de la part des chercheurs. Les possibilités et les limites de cette démarche sont maintenant bien connues. Son intérêt principal est de ne pas reposer sur une modélisation du comportement des agents postulée *a priori*. L'effet de la politique pour chaque individu est défini comme la différence entre sa situation et ce qu'elle aurait été en l'absence du dispositif. Il ne s'agit pas là d'une quantité pouvant se résumer par des paramètres standards de l'analyse économique tels

que des élasticités d'offre ou de demande, eux-mêmes reliés aux préférences des agents, aux technologies de production ou aux caractéristiques institutionnelles. Nombres de nos critiques n'ont pas saisi cet aspect de notre travail, qui pourrait à cet égard être qualifié d'agnostique. À l'inverse, cette méthode a les défauts de ses qualités : ne permettant pas d'identifier des paramètres structurels du comportement des agents, elle ne permet pas d'extrapolation à d'autres situations. Ainsi, nos résultats ne permettent pas d'aborder de façon satisfaisante les questions importantes associées à un éventuel élargissement du dispositif d'allégement de charges : nos résultats ne valent que pour la politique étudiée et mise en œuvre sur la période étudiée.

De même, ce type de méthode ne donne aucune indication sur la nature des effets à l'œuvre. L'effet global résulte d'un effet de substitution, correspondant au fait que le contenu de la croissance en emplois non qualifiés augmente, et d'un effet volume tenant au fait que la croissance est elle-même plus forte. Mesurer l'ampleur relative de ces deux effets est assez secondaire dans cette analyse et se heurte à des difficultés importantes qui tiennent avant tout aux données : absence d'information sur les prix au niveau individuel pour l'effet volume et inadéquation entre les salariés payés en dessous de 1,33 SMIC et notre définition des travailleurs non qualifiés, basée sur la nomenclature des catégories socioprofessionnelles, pour les effets de substitution (tableau 1). L'évaluation que nous proposons des effets volume est obtenue en déflatant les grandeurs en valeur, disponibles dans les comptes des entreprises, par le coût unitaire moyen. Ceci nous permet d'approcher la croissance de la valeur ajoutée en volume. L'hypothèse importante et que nous précisons dans notre article, est que les rendements d'échelle sont constants. Si les rendements sont décroissants, l'effet mesuré suivant cette procédure est surévalué. De telles remarques s'appliquent aussi pour l'évaluation de l'effet sur la productivité de chacun des facteurs.

La méthode a d'autres limites, mais qui, dans notre cas, n'en sont pas vraiment. Ne prenant pas en compte l'effet du financement des mesures, elles ne permettent pas d'analyse complète des dispositifs. Ceci est en fait assez étranger à l'objectif de notre analyse qui est d'évaluer l'effet sur l'emploi d'une modification du coût du travail sur les bas salaires. Nous avons même cherché à isoler l'effet des réductions de charges de celui des mesures prises pour financer le dispositif. Nous

1. Emplois non qualifiés et rémunérations

En %

	Non qualifiés	Qualifiés	Total
Moins de 1,3 SMIC	15,66	15,27	30,82
Plus de 1,3 SMIC	7,17	62,00	69,18
Total	22,73	77,27	100

Source : Enquête Emploi 1994.

avons par exemple introduit comme variable de contrôle une mesure de l'incidence de la modification du taux d'imposition des sociétés sur le coût du capital.

Concernant la question du financement, il est instructif de considérer, comme le fait Guy Lacroix dans son commentaire de notre article [1], le ratio entre les dépenses engagées et le nombre d'emplois créés. Il se situe, suivant la fourchette de nos estimations, entre 60 000 et 150 000 francs (9 147 et 22 867 €). Pour 460 000 emplois, il s'établit autour de 80 000 francs (12 196 €) par emploi créé ou préservé. Ces chiffres peuvent être utilement comparés à ceux d'autres politiques de l'emploi. Suivant l'ouvrage de référence *40 ans de politiques de l'emploi*, le coût d'un emploi aidé se situe suivant les dispositifs entre 25 000 et 120 000 francs (3 811 et 18 294 €) par an. Ces coûts sont définis comme le ratio entre le coût total d'un dispositif et le nombre de bénéficiaires. Ils ne tiennent pas compte de deux aspects importants. Le premier est celui des effets d'aubaine. Il est impossible avec ces évaluations de distinguer entre les emplois effectivement créés et ceux qui auraient été créés même en l'absence du dispositif. Ces effets sont pourtant vraisemblablement massifs. Dans notre analyse, nous nous efforçons justement de faire la part entre les emplois créés (ou sauvegardés) par le dispositif et ceux qui auraient été créés en l'absence du dispositif. Le deuxième aspect est l'efficacité de ces dispositifs : les bénéficiaires de ces dispositifs retrouvent-ils après la fin de leur emploi aidé un CDD ou un CDI ? Certaines études montrent que le devenir des bénéficiaires de ces mesures reste très aléatoire.

Des estimations qui prennent en compte la diversité des situations individuelles

Afin de rendre nos résultats aussi transparents que possible, nous avons d'abord présenté les résultats avec une méthode intuitive consistant à régresser les variables de résultat (taux de croissance des effectifs…) sur la réduction *ex ante* du coût du travail et les variables de contrôle. Nous avons ensuite présenté les résultats avec une méthode semiparamétrique consistant à approcher une fonction inconnue de deux variables (la réduction *ex ante* et le score) par un polynôme. Cette méthode permet de prendre en compte le fait que les entreprises ne réagissent pas toutes de la même façon à la réduction du coût du travail induite par le dispositif. Les résultats obtenus avec les deux approches présentent des différences d'ordre de grandeur et de précision, mais ne se contredisent jamais ; les effets sont en général

1. Guy Lacroix, (2002) : « Baisse de charges sur les bas salaires et créations d'emplois », *Économie et Statistique* n° 348.

plus importants avec la seconde méthode, mais ils sont aussi moins précis. Certains de nos critiques ont trouvé douteuse cette différence dans les résultats des deux approches. Guy Lacroix (2002) dans son commentaire de notre article faisait lui aussi une remarque sur le choix retenu pour le degré du polynôme, et s'interrogeait sur la possibilité d'une paramètrisation excessive. Nous présentons en annexe des résultats complémentaires permettant de mieux comprendre le lien entre ces deux approches. Ils sont obtenus d'une part en faisant varier le degré de l'approximation polynomiale, d'autre part en adjoignant ou non à cette régression les variables de contrôle directement. Cette dernière spécification englobe donc les deux approches présentées dans l'article. On voit très bien que le choix du degré d'approximation de la fonction inconnue est important, mais qu'il ne joue plus au-delà d'une certaine valeur (en général 3). On voit aussi que l'introduction directe des variables de contrôle ne modifie pas sensiblement les résultats ni leur précision : les intervalles de confiance entre les régressions avec et sans variables de contrôle se recoupent largement. Au total, le choix de spécification que nous avons fait semble adéquat et il souligne la forte hétérogénéité des réponses des entreprises à l'instauration du dispositif.

On voit aussi très bien sur ces graphiques que le prix à payer pour prendre en compte cette hétérogénéité est une imprécision forte des résultats. Cette imprécision traduit le fait que la séparation entre l'effet des réductions de charges et les autres facteurs susceptibles d'affecter l'évolution de l'emploi est difficile et imprécise, malgré les nombreuses informations utilisées et la taille importante de nos échantillons. C'est pourquoi nous avons souligné dans notre article que l'effet sur l'emploi se situait dans un intervalle de confiance que nous avons évalué à 255 000-670 000 emplois. Cette imprécision est souvent inhérente aux travaux d'évaluation.

Néanmoins, on voit aussi que les estimations directes ne contredisent pas les résultats obtenus avec les estimations semiparamétriques dont la mise en œuvre est relativement coûteuse en temps de calcul. Ce type d'estimation fournit donc un moyen efficace pour une première analyse.

Peut-on inférer un chiffrage macroéconomique à partir de nos résultats sur données individuelles ?

Certains de nos critiques partent du présupposé que l'on ne peut rien inférer, en termes macroéconomiques, de l'observation des données microéconomiques d'entreprises. Les efforts de l'ensemble des chercheurs, notamment au niveau international, ont au contraire cherché à exploiter la source d'information exceptionnelle que fournit

l'observation des comportements individuels (des entreprises comme des ménages) pour l'évaluation des politiques publiques ; on a en effet pris conscience du faible contenu informationnel des séries agrégées pour l'analyse des comportements, face à la richesse des informations contenues dans les données individuelles.

Il est clair néanmoins qu'il faut prendre certaines précautions pour extrapoler les informations tirées de l'observation des comportements individuels à l'ensemble de l'économie. La principale hypothèse, dans notre étude, est que la situation des entreprises qui ne bénéficient pas des réductions de charges est la même que celle qui aurait prévalu en l'absence du dispositif. Avec justesse, certains (et parmi eux Yannick L'Horty (2002) dans son commentaire de notre article [2]) relèvent que les entreprises qui n'ont pas bénéficié des dispositifs d'allégement de charges ont pu être pénalisées par ce dispositif car elles ont pu voir leur compétitivité baisser. Le fond de la critique qui nous est adressée consiste à dire que les entreprises sont doublement affectées par le dispositif de réduction de charges : elles sont affectées directement par la réduction induite sur leur coût du travail, mais elles sont aussi affectées indirectement par le biais de la réduction de coût de leurs concurrents. En particulier, si une entreprise ne bénéficiant pas des réductions de charges se trouve face à des concurrents qui en bénéficient intensément, elle peut être affectée négativement par le dispositif.

Cette critique est *a priori* très recevable. En effet, dans une économie qui serait au plein emploi, l'instauration d'un dispositif d'allégement de charges sur les bas salaires ne créerait pas d'emploi. Néanmoins, en modifiant la compétitivité des entreprises il conduirait à des performances différentes des entreprises en terme d'emploi et donc à des réallocations d'emplois entre entreprises, mais qui seraient avec notre méthode interprétées comme des créations d'emplois liées au dispositif. Notre économie n'est cependant pas au plein emploi, et nous ne pensons pas qu'une telle critique soit de nature à remettre en cause nos résultats, comme nous allons le montrer.

Cette question est intimement liée à celle des effets de volume. En annexe, nous montrons avec une modélisation très simple que, pour prendre en compte cet effet sectoriel, on peut introduire comme variables supplémentaires, la variable de réduction *ex ante* agrégée au niveau sectoriel. Cette variable doit prendre en compte l'effet négatif sur les entreprises de l'intensité avec laquelle ses concurrents bénéficient des réductions de charges. On s'attend donc, en présence d'effets d'interaction, à des coefficients opposés, la somme de ces coefficients représentant l'élasticité nette qui doit être utilisée pour faire des évaluations au niveau macroéconomique. On peut étendre cette analyse en introduisant différents niveaux d'agrégation. L'élasticité nette à prendre

2. Yannick L'Horty (2002) : « Baisse des cotisations sociales sur les bas salaires : une réévaluation », *Économie et Statistique* n° 348.

en compte pour déterminer l'effet macroéconomique est alors la somme de l'élasticité à la variables *ex ante* et des élasticités aux variables de réduction *ex ante* agrégées aux différents niveaux retenus. Les résultats auxquels nous parvenons sont présentés au tableau 2.

2. Effet de la réduction *ex ante* du coût du travail aux niveaux individuels et sectoriels sur la croissance des effectifs

Variable sectorielle	Aucune	Niveau 600			Niveaux 600 et 100
	T	T	Ts	Nette	Nette
Industrie	1,60 (0,14)	1,60 (0,14)	– 0,06 (0,38)	1,56 (0,37)	1,67 (0,48)
Tertiaire	1,79 (0,10)	1,73 (0,11)	1,98 (0,24)	3,70 (0,24)	2,99 (0,35)

Source : Calculs de l'auteur.

On voit que, dans tous les cas, la variable de réduction *ex ante* n'est pas affectée par l'introduction de ces variables supplémentaires. Concernant la variable sectorielle, on voit que, dans l'industrie, la variable sectorielle n'est pas significative et a un coefficient très faible. En revanche, dans le secteur tertiaire, nous trouvons un coefficient positif et significatif. Ce résultat va en un certain sens à l'encontre de la critique qui nous est adressée. Suivant cette critique, on s'attend en premier lieu à un effet sectoriel négatif. Ce coefficient interprété *stricto sensu* suggère que l'emploi dans les entreprises se situant dans un secteur bénéficiant fortement des réductions de charge a progressé plus fortement que les autres. Néanmoins, ce résultat peut signifier que dans le secteur tertiaire des effets de substitutions opèrent essentiellement entre secteurs : la concurrence entre secteurs y serait plus vive que la concurrence au sein d'un secteur. Par exemple, on pourrait imaginer qu'il y a des substitutions entre l'activité de restauration et celle de l'alimentation à domicile. On pourrait être, dès lors, tenté de pousser la logique de cette analyse plus loin et d'examiner si, à un niveau plus agrégé, il est possible de mettre en évidence des substitutions entre secteurs. Nous l'avons fait et nous parvenons toujours à des élasticités nettes supérieures à celle que nous obtenons sans prendre en compte ces variables additionnelles. Les élasticités nettes, lorsque l'on introduit des variables sectorielles aux niveaux 600 et 100, sont respectivement de 2,99 dans le tertiaire (donc un peu plus faible que la précédente) et 1,67 dans l'industrie.

Au total, même si la question pertinente des substitutions entre entreprises reste ouverte, il n'y a pas de raison forte pour dire que les effets indirects sur l'emploi sont massifs, ou qu'ils joueraient dans un sens conduisant à réviser à la baisse notre évaluation. Il serait intéressant

d'examiner comment le cadre causal peut être étendu au cas de l'existence d'effet d'interaction, et de développer des méthodes d'estimations plus flexibles.

Trop d'emplois et trop vite ?

Notre évaluation fait état de 460 000 emplois créés ou sauvegardés — rappelons bien qu'il ne s'agit pas uniquement de créations d'emplois, mais de créations ou de sauvegarde d'emplois —, alors que l'augmentation de l'emploi sur la période de notre étude (limitée à 1994-1997 du fait de la disponibilité des données) est de 360 000 : ceci signifie qu'en l'absence du dispositif l'emploi aurait baissé de 100 000, ce qui ne paraît pas plausible à certains de nos critiques. Il convient ici d'apporter quelques précisions. D'une part suivant les dernières informations tirées du recensement de 1999, l'augmentation de l'emploi salarié dans le secteur marchand a été révisée et serait de 470 000 (au lieu de 360 000) entre 1994 à 1997. D'autre part, sur la période des trois années antérieures (1991-1994) à l'instauration du dispositif, l'emploi salarié a baissé de 250 000. Sans la mesure, il ne paraît pas inconcevable que l'emploi ait stagné entre 1994 et 1997, dans un contexte macroéconomique peu porteur, du fait notamment d'une politique budgétaire restrictive.

Enfin, on a souvent tendance à oublier que l'évolution de l'emploi au niveau agrégé résulte de mouvements importants de créations et de destructions d'emplois. C'est néanmoins pour parer à l'intensification des destructions d'emplois non qualifiés que les mesures d'allégements de charges ont été introduites. Il y a encore des débats quant à l'origine de l'intensification des destructions d'emplois non qualifiés. Les deux explications qui sont le plus souvent avancées sont l'adoption de nouvelles technologies biaisées en faveur du travail qualifié et la concurrence internationale, en particulier avec les pays à bas salaires. Dans le secteur textile, un dispositif d'allégement de charges plus important à été mis en œuvre précisément pour cette dernière raison. L'analyse des effets sur l'emploi du dispositif d'allégement des charges ne peut se faire sans avoir présentes à l'esprit ces tendances. Ce sont donc les évolutions des créations et destructions d'emplois qu'il faut examiner en premier lieu, et non l'évolution globale de l'emploi.

La période 1994-1997 a été essentiellement caractérisée par un arrêt des destructions d'emplois. En effet, les données d'entreprises permettent de décomposer le taux de croissance net de l'emploi sur une période comme la somme d'un taux de création et d'un taux de destruction d'emplois (définis comme les contributions qu'apportent les entreprises qui ont créé des emplois et les entreprises qui en ont

détruit à la croissance de l'emploi global). Les taux de créations et de destructions d'emplois sont en général très importants par rapport au taux de croissance net de l'emploi, ce qui traduit la très forte hétérogénéité des situations des entreprises, grande absente des raisonnements macroéconomiques (tableau 3).

3. Taux de créations et de destructions d'emplois

En %

	1988-1991	1991-1994	1994-1997
Taux de croissance net	7,4	– 0,8	3,0
Taux de création	31,6	23,7	23,5
Taux de destruction	– 24,2	– 24,5	– 20,5

Source : BRN 1988, 1991, 1994 et 1997.

Ces chiffres montrent clairement que l'augmentation de l'emploi sur la période 1994-1997 trouve son origine dans un arrêt des destructions d'emplois. Étendre notre étude aux flux bruts d'emplois permettrait de confirmer si l'effet important sur l'emploi que nous trouvons tient majoritairement à de moindres destructions d'emplois ; mais les données nécessaires à cette analyse ne sont pas encore disponibles.

Il est vrai que la rapidité avec laquelle ces effets se matérialisent est, dans notre étude, quelque peu surprenante, notamment pour nos collègues macroéconomistes habitués à raisonner à partir de grandeurs très agrégées. Néanmoins, si, comme le suggèrent les chiffres précédents, l'évolution de l'emploi en l'absence du dispositif avait été caractérisée par une poursuite des destructions d'emplois liée par exemple à des décisions de restructurations d'entreprises, il est tout à fait possible que les réductions de charges puissent avoir un effet rapide, en conduisant les entreprises à revoir leurs plans de licenciements. Les résultats obtenus par Kramarz et Philippon (2001) [3] à l'aide de l'enquête Emploi sur l'impact de ces mêmes baisses de charges, démontrent que des effets très importants sur les transitions annuelles emploi vers non-emploi sont perceptibles quasiment instantanément, alors que les effets sur les transitions annuelles non-emploi vers emploi ne sont nullement affectées par la baisse des charges.

Prise en compte du temps partiel

Notre étude ne prend pas en compte l'effet des mesures importantes prises en 1992 pour favoriser le temps partiel. De fait, le travail

3. Francis Kramarz et Thomas Philippon (2001) « The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment », *Journal of Public Economics, 82*, pp. 115-146.

à temps partiel s'est fortement développé au cours de la période, et on a objecté à notre étude que l'effet que nous mesurons pourrait être, de ce fait, plus lié à ces mesures qu'au dispositif d'allégement de charges. La critique qui nous est faite ici est donc d'une nature différente des autres. Elle porte sur la causalité entre notre variable de réduction *ex ante* et l'évolution de l'emploi.

Précisons d'abord que la variable retenue dans notre étude pour mesurer l'emploi est l'information disponible dans les BRN et qu'elle mesure, en théorie, l'emploi en équivalent temps plein.

Notons ensuite que les dispositifs successifs d'allégement de charges ont cherché eux aussi à favoriser le temps partiel, si bien qu'il est difficile de démêler sur cette question l'écheveau des causes. En outre, cette incitation n'a pas été constante dans le temps. Les dispositifs de 1993 et 1997 calculaient la ristourne sur la base du salaire mensuel. Ils étaient donc favorables au développement du travail à temps partiel des travailleurs faiblement rémunérés. En revanche, celui de 1995 (et également celui de 1998, postérieur à notre analyse) calculait une réduction de base à partir du salaire mensuel, mais la ristourne finalement perçue par l'entreprise était au prorata de la durée du travail. Ce dispositif intermédiaire favorisait donc moins le travail à temps partiel que les autres.

Globalement, la question est de savoir si les facteurs qui conduisent les entreprises à adopter le temps partiel sont aussi ceux qui les prédisposent le plus à bénéficier des réductions de charges. Ces facteurs tiennent aux technologies de production et à la facilité avec laquelle on peut substituer des femmes et des hommes aux heures de travail, et ils ne sont pas facilement mesurables. On n'a donc pas le moyen d'isoler précisément cette cause possible de variation des effectifs. Néanmoins, nous avons introduit dans nos régressions de nombreuses variables susceptibles de capturer en partie l'effet du temps partiel. Nous avons en particulier introduit des informations détaillées sur la structure de la main-d'œuvre. La question est donc de savoir si ces informations sont suffisantes pour qu'il n'y ait plus de corrélation résiduelle, une fois prises en compte les variables de contrôle, entre notre variable de réduction *ex ante* et les facteurs inobservés caractérisant la propension d'une entreprise à bénéficier des mesures favorisant le temps partiel.

Une façon indirecte d'aborder la question consiste alors à examiner l'impact de notre variable de réduction *ex ante* sur le nombre moyen d'heures hebdomadaires rémunérées, une fois prises en compte les variables de contrôle. Si l'effet que nous identifions est associé à un développement important du temps partiel, notre méthode, appliquée au taux de croissance des heures, doit conduire à observer une baisse des heures hebdomadaires. Notons qu'alors il serait impossible de savoir s'il s'agit d'un effet du dispositif de 1992 ou de l'effet incitatif

du dispositif de 1996. Nous sommes donc plutôt à la recherche d'un ordre de grandeur. La mesure des heures que nous utilisons est tirée des Déclarations annuelles de données sociales, et elle permet de se faire une idée de l'importance potentielle de ce type de phénomène. Nous mettons en œuvre les estimations linéaires directes, ainsi que les estimations semiparamétriques. Les résultats auxquels nous parvenons sont présentés dans le tableau 4.

4. Elasticité des heures à la réduction *ex ante* du coût du travail

Taux de croissance des heures

	Industrie	Tertiaire
Estimations directes	0,61	0,68
	(0,04)	(0,03)
Estimations semiparamétriques	0,04	– 0,08
Elasticité moyenne	(0,09)	(0,08)
Estimations semiparamétriques	0,20	– 0,21
Effet global	(0,29)	(0,32)

Source : Calculs de l'auteur.

Les estimations directes montrent que le coefficient de la réduction du coût du travail *ex ante* est positif, bien que d'un ordre de grandeur très modeste. Les estimations semi-paramétriques, en revanche, montrent un effet négatif dans le tertiaire et positif dans l'industrie. Ces effets sont de faible ampleur et jamais significatifs. L'effet macroéconomique est de 0,20 % dans l'industrie et – 0,21 % dans le tertiaire. Une variation de 0,2 % des heures conduit, pour une durée de travail de 39 heures, à une variation de 4 à 5 minutes. Au vu de ces résultats, nous nous estimons fondés à soutenir qu'il n'y a pas dans nos résultats un effet massif lié au développement du travail à temps partiel.

Conclusion

Au total, il ne nous semble pas que les critiques faites à nos estimations soient, à ce stade, susceptibles de remettre en cause nos évaluations. Nous continuons de penser que le dispositif d'allégement de charges sur les bas salaires a créé ou préservé un nombre d'emplois se situant entre 255 000 et 670 000, hors effet des mesures de financement. Nous réfutons que le développement du temps partiel et les effets d'interaction liés à la concurrence entre entreprises soient de nature à affecter notre évaluation. Nous reconnaissons, en revanche, que les données à notre disposition ne permettent pas de trancher la question du partage entre les effets de volume et les effets de substitution, mais nous considérons que cette question n'est pas centrale dans notre analyse.

Références bibliographiques

CRÉPON Bruno et Rozenn DESPLATZ, 2002 : « Une nouvelle évaluation des allégements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n° 348.

KRAMARZ Francis et Thomas PHILIPPON, 2001 : « The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment », *Journal of Public Economics, 82*, pp. 115-146.

LACROIX Guy, 2002 : « Baisse de charges sur les bas salaires et créations d'emplois », *Économie et Statistique*, n° 348.

L'HORTY Yannick, 2002 : « Baisse des cotisations sociales sur les bas salaires : une réévaluation », *Économie et Statistique*, n° 348.

STERDYNIAK Henri, 2002 : « Une arme miracle ? Critique d'une évaluation des effets des allégements de charges sociales sur les bas salaires », *Revue de l'OFCE*, n° 81, avril.

ANNEXE

Modéliser les effets d'interaction

On peut modéliser schématiquement l'effet volume par le biais d'une fonction de demande :

$$q = Ap^{-\varepsilon}$$

Si les prix sont définis par un *mark-up* sur les coûts et que celui-ci est constant on a alors :

$$dlog\ (q) = -\ \varepsilon dlog\ (c) + a$$

Si la variation du coût unitaire de production est liée aux réductions de charges $t\ dlog\ (c) = -\ \gamma t + b$, on a alors une relation du type :

$$dlog\ (q) = -\ \varepsilon\gamma t + v$$

Sous l'effet des réductions de charges, l'activité se développe et conduit à une augmentation de l'ensemble des facteurs de production. Passant à l'emploi, on a alors une relation du type :

$$dlog\ (n) = (\lambda + \varepsilon\gamma)\ t + v$$

où le facteur λ intègre les effets de substitution. Pour l'analyse empirique, le problème est alors de partager dans l'évolution de l'emploi observée, ce qui tient à la réduction *ex ante* de ce qui tient aux autres causes susceptibles d'affecter l'emploi, ici le terme v résumant les chocs de productivité et de demande.

On peut objecter à cette modélisation que la fonction de demande ne s'écrit pas en termes absolus mais relatifs :

$$\frac{q}{Q_s} = A\ \left(\frac{p}{P_s}\right)^{-\varepsilon}$$

Q_S et P_S représentent le volume d'activité et le prix sectoriel. L'équation précédente se réécrit sous la forme $s = A\ (p/Ps)^{\ 1-\varepsilon}$ où s est la part de marché, si bien que le prix sectoriel est défini comme $P_s = \left(\Sigma A p^{1-\varepsilon}\right)^{\ 1/(1-\varepsilon)}$.
On montre sans peine la relation $dlog\ (P_s) = \Sigma s dlog\ (p)$, où s est la part de marché de chaque entreprise.

Lorsque la demande adressée au secteur est modélisée comme $Q_s = BP_s^{-\alpha}$, on parvient, en combinant ces différents éléments, à l'équation suivante, donnant l'activité de l'entreprise :

$$dlog\ (q) = \varepsilon\gamma t - \eta\gamma T_s + v$$

où T_S représente la réduction du coût du travail au niveau du secteur $T_s = \Sigma st$ et $\eta = \varepsilon - \alpha$.

Passant à l'emploi, on a alors une relation :

$$dlog\ (n) = (\varepsilon\gamma + \lambda)\ t - \eta\gamma T_s + v$$

On voit donc, avec cette équation, que l'effet volume doit prendre en compte un effet direct déjà présent dans la modélisation précédente, mais aussi un effet indirect : une entreprise se trouvant dans un secteur dans lequel ses concurrents bénéficient fortement des réductions de charges subit un effet négatif provenant du fait qu'elle est moins compétitive.

Lorsque l'on passe à l'agrégation macroéconomique, on voit que l'effet des réductions de charges sur l'activité globale n'est plus simplement $(\varepsilon\gamma + \lambda)\ T$, où T est la réduction moyenne dans l'ensemble de l'économie, mais $(\varepsilon\gamma + \lambda - \gamma\eta)\ T$, et fait intervenir l'élasticité nette $(\varepsilon\gamma + \lambda - \gamma\eta)$.

Remarquons que dans le cas d'une petite économie largement ouverte sur l'extérieur, les prix et donc la taille du marché sont fixés par l'extérieur. Dans ce cas, la quantité $T_s = \Sigma st$ est nulle, car les parts de marché à prendre en compte sont celles au niveau mondial, si bien que les effets d'interaction sont nuls.

Une façon d'examiner l'importance des effets sur l'emploi de substitutions entre entreprises, consiste à introduire dans les régressions la variable de traitement et la variable agrégée à un certain niveau :

$$\begin{aligned} dlog\ (n) &= \alpha t + \alpha_s T_s + xb + u \\ &= (\alpha + \alpha_s)t + \alpha_s\ (T_s - t) + xb + u \end{aligned}$$

L'effet macroéconomique est alors déterminé comme $(\alpha + \alpha_s)T$.

On peut aussi étendre cette analyse en introduisant différents niveaux d'agrégation et introduire ainsi la réduction *ex ante* agrégée à un niveau S (par exemple le niveau 600) T_s, et la réduction *ex ante* à un niveau plus agrégé $\tilde{S}$ (par exemple le niveau 100) $T_{\tilde{s}}$:

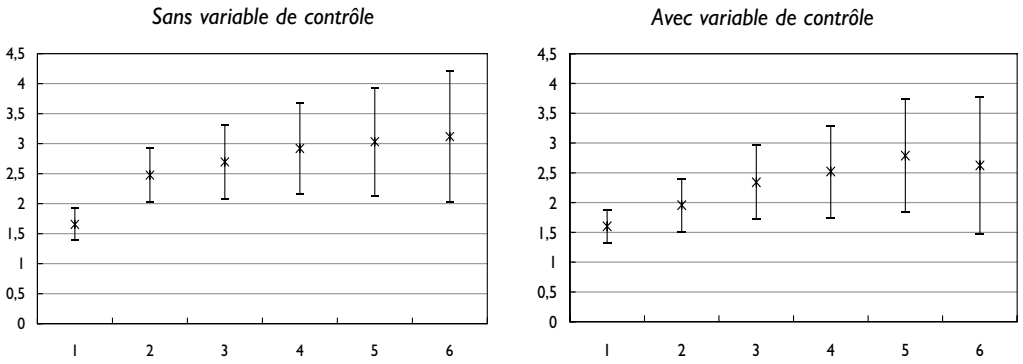
$$\begin{aligned} dlog\ (n) &= \alpha t + \alpha_s T_s + \alpha_{\tilde{s}} T_{\tilde{s}} + xb + u \\ &= (\alpha + \alpha_s + \alpha_{\tilde{s}})t + \alpha_s\ (T_s - t) + \alpha_{\tilde{s}}\ (T_{\tilde{s}} - t) + xb + u \end{aligned}$$

L'effet macroéconomique est alors déterminé comme $(\alpha + \alpha_s + \alpha_{\tilde{s}})T$.

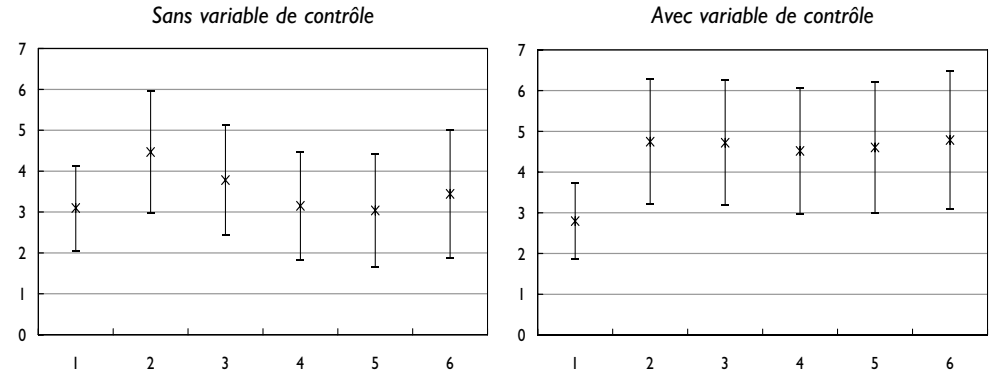
Sensibilité à différentes spécifications de l'évaluation de l'effet sur l'emploi

Impact du degré de la fonction polynomiale et
de l'adjonction de variables de contrôle additionnelles

a. Industrie – Degré 1 à 6



b. Tertiaire – Degré 1 à 6



Dans ces graphiques, on présente les résultats des estimations semiparamétriques de l'effet sur le taux de croissance de l'emploi, obtenus avec des degrés différents de l'approximation polynomiale. La croix représente la valeur estimée et la barre l'intervalle de confiance. Dans les estimations de gauche, les régressions n'introduisent que la fonction polynomiale du degré spécifié de la réduction *ex ante* et du score. Dans les estimations de droite, les régressions introduisent aussi les variables de contrôle comme régresseurs additionnels. Les estimation qui figurent dans notre articles sont celles de gauche et sont obtenues avec le degré 6.