Les exonérations de cotisations sociales patronales : une évaluation à partir d'un modèle de croissance et de rentabilité de la firme

Aziza GARSAA [1]

Jugé excessif, le coût du travail est considéré par certains comme le principal frein au développement des entreprises en France. En réduisant les cotisations sociales à la charge de l'employeur, les politiques d'exonération visent à agir sur l'emploi en rendant son prix plus attractif. À la différence des travaux antérieurs, basés sur une approche relevant de l'économie du travail, le présent article propose une évaluation fondée sur une approche d'économie industrielle. L'impact de l'allègement du coût du travail est analysé à l'aide de modèles de croissance de l'emploi et de rentabilité de la firme dans lesquels le taux d'exonération figure comme variable explicative. Les résultats obtenus montrent que les exonérations de cotisations sociales patronales ont eu un effet positif, mais relativement faible, sur l'emploi. Les entreprises n'affectent donc pas l'intégralité de la réduction du coût du travail permise par l'allègement des cotisations sociales patronales à la réduction de leurs prix de vente, mais en captent une partie pour restaurer ou augmenter leurs marges.

Le coût du travail est considéré par certains comme l'un des principaux freins à la création d'emplois et au développement des entreprises dans les pays industrialisés. Il constituerait ainsi la principale cause du chômage de masse qui, dans ces pays, touche essentiellement les travailleurs les moins qualifiés (OCDE, 1999).

Dès 1994, un rapport de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) propose un ensemble de mesures permettant

1. ATER à l'Université Paris Ouest Nanterre La Défense : aziza.garsaa@u-paris10.fr.
Cette recherche a été réalisée dans le cadre d'une convention conclue entre l'Institut de recherches économiques et sociales (IRES) et la CFE-CGC. L'auteur tient à remercier Nadine Levratto, chargée de recherche au CNRS, Université Paris Ouest Nanterre La Défense, dont les nombreux conseils et suggestions ont permis d'améliorer considérablement le contenu de cet article.

de résorber le déficit de postes à l'origine du sous-emploi et de rééquilibrer le marché du travail grâce à un meilleur ajustement de l'offre à la demande : *La stratégie de l'OCDE pour l'emploi*. Pour ce faire, l'organisation préconise de réduire le coût du travail afin d'accroître la demande des entreprises grâce à un prix plus attractif. Le succès de ces mesures de stimulation de la création d'emplois par une réduction des coûts salariaux réels repose sur l'hypothèse d'une relation négative entre la demande et le coût du travail (Steinherr, Van Haeperen, 1983 ; Hamermesh, 1986 ; Malinvaud, 1998).

En France, en raison de la part relativement importante des travailleurs peu qualifiés touchés par le chômage [2], des dispositifs d'exonération de cotisations sociales ciblés sur les bas salaires ont été instaurés en 1993. Ces derniers, initialement conçus pour corriger les écarts entre offre et demande de travail, ont connu de multiples évolutions et sont devenus des instruments au service de la compétitivité des entreprises (Rapport Gallois, 2012). Cet élargissement de leur champ d'action s'est traduit par une augmentation de leur coût pour les finances publiques. D'après l'Agence centrale des organismes de Sécurité sociale (Acoss), les montants des exonérations ont atteint 24,2 milliards d'euros, soit 1,25 % du PIB en 2011, alors qu'ils représentaient 18 milliards d'euros, soit 1 % du PIB en 2004 [3]. En sept ans, leur coût a donc augmenté de 35 %.

Face à ce constat, il importe de comprendre les relations entre les exonérations de cotisations sociales patronales et les variations de l'emploi dans les entreprises françaises. Tel est l'objectif de cette étude qui se démarque des précédentes en centrant l'analyse non plus sur le marché du travail en général mais sur l'entreprise en particulier. Il s'agit d'analyser, sur une période relativement récente, l'effet des exonérations sur la croissance de l'emploi d'une part, et sur la rentabilité des entreprises métropolitaines d'autre part.

La question de l'évaluation de l'effet des exonérations de cotisations sociales patronales sur l'emploi a suscité un nombre important de publications académiques et de rapports (Laffargue, 1996 ; Germain, 1997 ; Salanié, 2000 ; Laroque, Salanié, 2000 ; Crépon, Desplatz, 2001 ; Cahuc, 2003 ; Doisy, Duchêne, Gianella, 2004 ; Baudin *et al.*, 2009, etc.). Indépendamment de la technique et des données mobilisées, l'essentiel de ces travaux concluent que les dispositifs d'exonération ont exercé un effet positif sur l'emploi en France.

2. Selon l'Insee, entre 1990 et 1993, le taux de chômage a augmenté de 2,2 points pour l'ensemble et de 2,5 points pour les travailleurs les moins qualifiés. Selon la même source, en 1993, alors que le taux de chômage a atteint 10,1 % sur l'ensemble, il était de 16,6 % pour les travailleurs les moins qualifiés.
3. Le maximum a été atteint en 2008, avec un montant total d'exonération s'établissant à 26,8 milliards d'euros. Selon l'Acoss, la baisse intervenue depuis montre que la dégradation de la conjoncture n'a pas épargné les emplois bénéficiant des allègements de cotisations sociales patronales. NB : Ces chiffres concernent les établissements privés localisés en France métropolitaine (hors départements d'Outre-mer).

Cependant, la robustesse des résultats de ces travaux a souvent été remise en cause, notamment par Sterdyniak (2002) et Husson (2014). Ils soulignent que ces études envisagent l'effet d'une mesure d'exonération particulière alors que les entreprises s'intéressent à la réduction globale du coût de production autorisée par la combinaison de l'ensemble des exonérations dont elles peuvent bénéficier [4]. De plus, elles font généralement des hypothèses *ad hoc* sur le comportement des entreprises. Or, en réalité, ces hypothèses ne sont pas toujours vérifiées car les entreprises peuvent réagir de différentes manières suite à la réduction de leurs coûts salariaux. En outre, fondées sur une approche d'économie du travail, les études d'évaluation antérieures mettent davantage l'accent sur la nature des emplois créés que sur les spécificités des entreprises qui les créent. Ainsi, une distinction est souvent faite entre les différents niveaux de qualification et de rémunération des salariés. Il est toutefois important de noter que si la plupart des modèles microéconométriques prennent en compte des caractéristiques propres aux entreprises (taille, date de création, intensité capitalistique, etc.), elles ne mesurent pas leur sensibilité différenciée aux exonérations en fonction de ces attributs.

Cet article est une première tentative d'analyse du lien entre exonérations et emploi en se basant sur une approche d'économie industrielle et en utilisant une nouvelle technique d'estimation, les régressions quantiles sur données de panel (Canay, 2011). Il estime la sensibilité des entreprises à une variation globale du coût du travail (tous dispositifs d'exonération confondus), selon leurs trajectoires de croissance, leur niveau de rentabilité, leur taille (mesurée par le nombre d'employés), et la nature de leur activité. Ce type d'évaluation peut en effet servir à mieux cibler les politiques d'allègement, non pas sur certaines tranches de salaire, mais sur quelques groupes d'entreprises. L'intérêt porté à ce type de ciblage paraît d'autant plus important que, dans son rapport annuel (2006), la Cour des comptes notait « une très forte concentration des exonérations sur certains secteurs dont l'activité est elle-même en forte croissance » (Cour des comptes, 2006:38).

Dans un premier temps, l'effet des exonérations sur la variation des effectifs salariés est évalué à partir d'un modèle empirique de croissance de la firme dans lequel le taux d'exonération, dit apparent [5], est introduit comme variable explicative. L'ajustement des effectifs n'est toutefois pas le seul résultat des exonérations de cotisations sociales. Ces dernières agissent sur l'ensemble de la stratégie de l'entreprise et, par le fait, produisent également des effets indirects se traduisant par une altération des marges ou des prix de vente (Draca, Machin, van Reenen, 2011). Les entreprises peuvent

4. Les entreprises peuvent en effet bénéficier de plus d'une mesure d'exonération à la fois
5. Le taux d'exonération apparent est défini comme le rapport entre le montant total des exonérations et la masse salariale de l'entreprise (Acoss). Il sera par la suite dénommé taux d'exonération.

en effet soit répercuter la réduction du coût du travail sur leurs prix pour améliorer leur compétitivité, soit en capter une partie pour accroître leur rentabilité. Dans le premier cas, les exonérations auront un effet plus important sur l'emploi que dans le second. En effet, si l'entreprise réduit ses prix de vente, elle améliore sa compétitivité, stimule la demande qui lui est adressée et, par conséquent, augmente ses facteurs de production : c'est ce qu'on appelle un *effet volume*. Cette question est étudiée dans un second temps, à partir de l'estimation d'un modèle de rentabilité de la firme dans lequel le taux d'exonération figure comme variable explicative.

L'article est organisé en cinq sections. La première donne un aperçu des principaux dispositifs d'allègement et quelques chiffres clés sur l'évolution des montants des exonérations en France. La deuxième section passe en revue l'essentiel des travaux empiriques sur le sujet. La troisième section détaille la méthodologie empirique adoptée. La quatrième et la cinquième section sont dédiées à la présentation et à la discussion des résultats obtenus.

I. Les politiques d'exonération de cotisations sociales patronales en France

Cette section propose un aperçu et une évolution du coût des politiques d'exonération de cotisations sociales patronales, instaurées en France depuis le début des années 1990. Elle rappelle la conjoncture économique dans laquelle ces dispositifs ont été instaurés et le principe de leur application.

I.1. Principe et chiffres clés

Le contexte économique dans lequel ont été instaurés les dispositifs d'exonération de cotisations sociales patronales en France est assez particulier (Calmfors, 1994). Le début des années 1990 a été marqué par une forte montée du chômage qui a touché essentiellement les travailleurs les moins qualifiés [6]. En 1993, le taux de chômage des cadres et professions intellectuelles supérieures a atteint 5,6 %, tandis que celui des ouvriers non qualifiés était de 16,6 %. En effet, sur la période 1990-1993, le taux de chômage des premiers est en moyenne trois fois moins important que celui des seconds.

En réaction à la dégradation de la situation du marché du travail, le gouvernement Balladur met en place le premier dispositif d'allègement du coût du travail en 1993. Il s'agit du dispositif dit « exonérations famille ». Depuis, les mesures d'allègement de cotisations sociales patronales ont été modifiées en moyenne tous les 18 mois. Au cours des 20 dernières années,

6. Selon l'Insee, le taux de chômage (toutes catégories socioprofessionnelles confondues) est passé de 7,9 % en 1990 à 10,1 % en 1993.

les taux d'exonération n'ont cessé d'augmenter et l'assiette exonérée s'est considérablement étendue.

Les entreprises bénéficiant des « exonérations famille » étaient initialement exonérées à hauteur de 100 % de leurs cotisations familiales sur les salaires n'excédant pas 1,1 fois le Smic. Le taux passait à 50 % pour les salaires inférieurs à 1,2 fois le Smic. En 1994, les seuils d'extinction des « exonérations famille » sont passés respectivement à 1,2 et 1,3 fois le Smic.

En 1995, les entreprises pouvaient cumuler la ristourne « Juppé 1 » qui ciblait les salaires ne dépassant pas 1,2 fois le Smic avec le dispositif « exonérations famille ». L'ensemble des entreprises pouvait prétendre à cette mesure et bénéficier d'une réduction de 50 % de leurs cotisations sociales d'assurance maladie. Le dispositif « Juppé 1 » a été modifié deux fois après sa mise en place. En 1996, le taux d'exonération est passé de 50 % à 70 % (« Juppé 2 »), et en 1998 le seuil d'extinction des exonérations a été porté à 1,3 fois le Smic au lieu de 1,2 (« Juppé 3 »).

Les mesures instaurées à partir du milieu des années 1990 visaient non seulement la baisse des cotisations sociales patronales mais également la réduction de la durée légale du travail. Ainsi, la loi n° 96-502 du 11 juin 1996, dite « Robien », a été la première mesure en faveur de la réduction de la durée de travail. Les entreprises qui souhaitaient en bénéficier ont été contraintes d'accroître leurs effectifs de 10 % et de réduire leur durée de travail dans les mêmes proportions. En contrepartie, elles bénéficiaient d'une baisse de 40 % de leurs cotisations sociales patronales pendant la première année et de 30 % pendant les six années suivantes [7].

En 1998, l'allègement « Robien » a été remplacé par la loi « Aubry I [8] », qui a réduit la durée légale de travail de 39 à 35 heures hebdomadaires (RTT). Les entreprises bénéficiant de cette mesure avaient droit à une exonération de 26 points de leurs cotisations sociales patronales, dégressive jusqu'à 1,7 fois le Smic et forfaitaire à partir de ce seuil.

Le 19 juin 2000, la loi n° 2000-37 dite « Aubry II » a ramené le seuil de sortie des exonérations à 1,8 fois le Smic. Les entreprises bénéficiaient d'une aide forfaitaire de 610 euros par an au-delà de ce seuil. Afin de minimiser l'effet de la hausse du coût unitaire de travail suite à la réduction du temps de travail, l'allègement « Aubry II » a été complété par la garantie

7. Ces seuils passaient respectivement à 50 % et 30 % dans le cas d'une hausse d'effectifs égale ou supérieure à 15 % accompagnée d'une baisse proportionnelle du nombre d'heures travaillées.
8. Le dispositif « Aubry I » est entré en vigueur le 1er janvier 2000 pour les entreprises de moins de 20 salariés et le 1er janvier 2002 pour les autres. En 2000, cette mesure a été accompagnée d'un volet dit « Aubry aidé » dédié aux entreprises qui anticipaient la baisse du temps de travail avant l'entrée en vigueur effective de la loi.

mensuelle de rémunération (GMR [9]) destinée aux salariés rémunérés au Smic.

En 2003, la loi n° 2003-47, qu'on notera « Fillon 1 », a étendu le champ d'application de l'allègement « Aubry II ». Elle a ainsi unifié les dispositifs « Aubry II » et « Juppé 3 » en alignant la GMR au Smic. La réforme de 2003 a également réduit le seuil d'extinction des exonérations à 1,7 fois le Smic (au lieu de 1,8) et supprimé les aides forfaitaires. En 2004, le seuil de sortie des exonérations a encore été réduit à 1,6 Smic (on notera cette mesure « Fillon 2 »). Le taux d'exonération a cependant été rehaussé à 28,1 points en 2007. Seules les entreprises employant moins de 20 salariés peuvent bénéficier de cette réduction dite « Fillon majorée ».

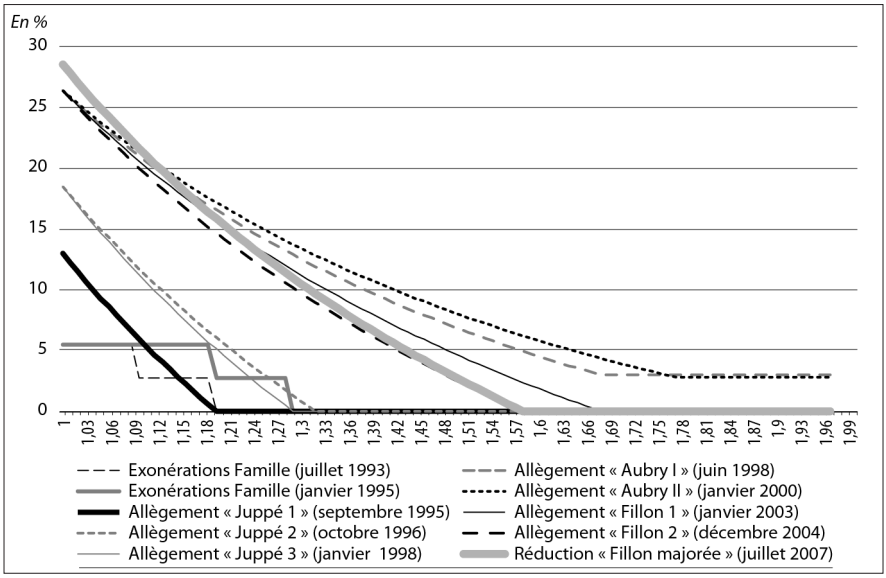
Le graphique 1 présente l'évolution du taux d'exonération de cotisations sociales patronales en fonction du Smic pour l'essentiel des dispositifs instaurés entre 1993 et 2007 [10]. Elle montre la principale difficulté qu'implique l'évaluation des dispositifs d'allègement de cotisations sociales patronales. En effet, l'instabilité de ces mesures dans le temps rend très difficile la constitution d'un contrefactuel [11]. De plus, plus de 90 % des établissements métropolitains sont concernés par les dispositifs d'exonération, selon l'Acoss.

Le graphique 2, qui présente l'évolution des montants des exonérations, montre que ces derniers ont progressé d'environ 35 % entre 2004 et 2011. Cet accroissement continu s'explique par l'extension de l'assiette et l'augmentation des taux d'allègement [12]. Il a été accentué en 2008 par l'entrée en vigueur de la loi en faveur du travail, de l'emploi et du pouvoir d'achat (loi « TEPA ») et de l'allègement « Fillon majoré » (réservé aux entreprises employant moins de 20 salariés).

L'année 2009 marque cependant une rupture. L'Acoss attribue la responsabilité de la baisse des montants des exonérations à la dégradation de la situation économique causée par la crise de 2008 (Prévot, 2010). En revanche, la légère baisse des montants des exonérations survenue entre 2010 et 2011 est essentiellement due à des mesures de restriction budgétaire. En effet, à partir de 2011, le calcul des montants d'exonération s'opère sur une base annuelle. Ce changement de barème a baissé considérablement le taux d'exonération de cotisations sociales patronales par rapport à l'année 2010.

9. « La garantie mensuelle de rémunération (GMR) a été instaurée lors du passage aux 35 heures. Elle permet aux salariés payés au Smic, dont l'horaire de travail a été réduit, de bénéficier du maintien de leur rémunération antérieure. La GMR se calcule en fonction de la valeur du Smic horaire au moment du passage de l'entreprise aux 35 heures » (source : www.insee.fr).
10. Le dispositif « Robien » n'a pas été représenté dans le graphique 1 car il ne cible pas une tranche de salaire précise mais plutôt les entreprises ayant réduit leur durée de travail.
11. Un contrefactuel est un échantillon d'entreprises dit « témoin », constitué d'entités ayant les mêmes caractéristiques (taille, âge, secteur d'activité, etc.) que les entreprises exonérées mais qui ne bénéficient pas du dispositif évalué.
12. Selon l'Acoss, le seuil d'extinction des exonérations est passé de 1,2 en 1993 à 1,6 en 2011 et le taux d'exonération médian a progressé d'environ 30 % entre 2004 et 2011.

Graphique 1. Dispositifs d'allègement de cotisations sociales patronales * instaurés en France métropolitaine (1993-2007)

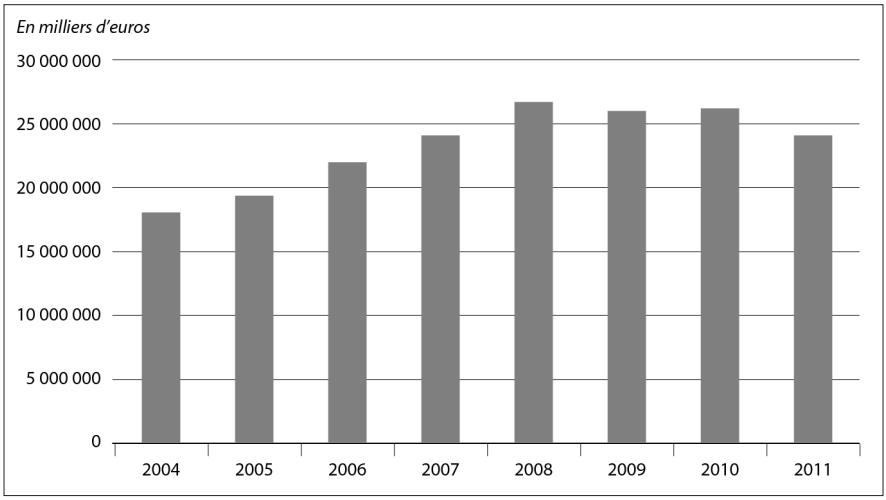


* En fonction du Smic.

Lecture : Le graphique ci-dessus présente l'évolution du taux d'exonération (axe des ordonnées) en fonction du Smic (axe des abscisses) sur la période 1993-2007. Par exemple, pour la mesure « Allègement "Fillon 2" (décembre 2004) », les entreprises ont été exonérées à hauteur de 26 % sur les salariés payés au Smic, de 2,89 % pour ceux dont le salaire est égal à 1,5 fois le Smic et de 0 % pour ceux payés 1,6 fois le Smic et plus.

Source : calculs de l'auteur.

Graphique 2. Montants des exonérations en France métropolitaine (2004-2011)



Source : Acoss-Urssaf. Champ privé du secteur marchand, France métropolitaine hors départements d'Outre-mer.

I.2. Les exonérations sont ciblées sur les petites et moyennes entreprises

Depuis 2007, les établissements de moins de 20 salariés peuvent bénéficier de la réduction « Fillon majorée », qui leur octroie un taux d'exonération plus avantageux. Cibles prioritaires des exonérations, les établissements de moins de 20 salariés bénéficient de 12,1 milliards d'euros d'exonérations en 2008 (soit 45 % du total) contre 7 milliards en 2004 et 11,5 milliards en 2011. Toutefois, ce sont les établissements employant moins de 10 salariés qui captent la part la plus importante des exonérations (5 milliards en 2004, 8,5 milliards d'euros en 2008, et 8,1 milliards en 2011).

La structure de la main-d'œuvre ainsi que le ciblage des mesures d'allègement sur les bas et moyens salaires justifient cette répartition inégale des montants des exonérations entre les différentes catégories d'établissement. Selon l'Insee [13], la part des travailleurs non qualifiés est particulièrement forte dans les petites entreprises. En 2010, la part des ouvriers représente 29 % de l'emploi total dans les microétablissements de moins de 10 salariés contre 19 % dans ceux employant 250 salariés et plus. En revanche, la part des cadres et professions intellectuelles supérieures est deux fois plus importante dans les établissements employant 250 salariés et plus (22 % environ) que dans les microétablissements (9,5 %) [14].

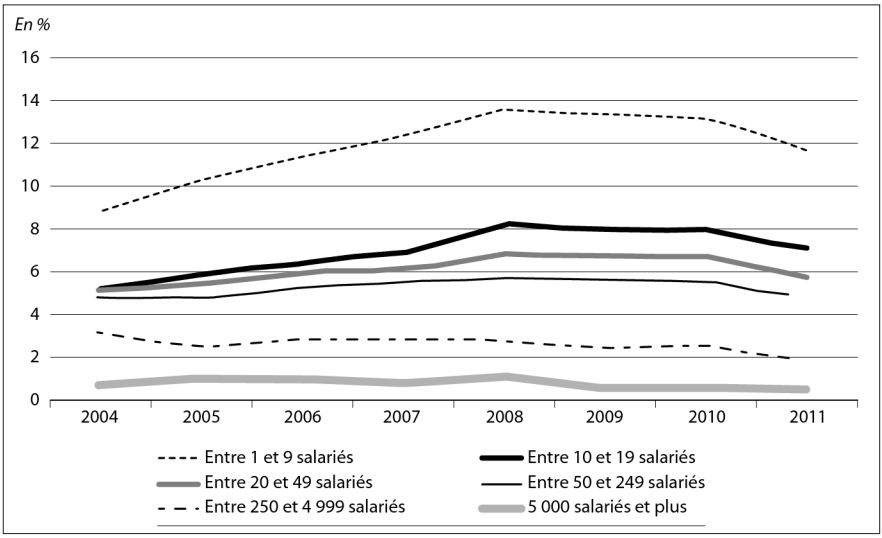
Le graphique 3, qui présente l'évolution du taux d'exonération médian par classe de taille entre 2004 et 2011 confirme cette tendance. Il montre que, durant la période 2004-2011, la moitié des établissements employant moins de 10 salariés bénéficie d'un taux d'exonération légèrement supérieur à la moyenne (égal à 10,3 % en 2011 [15]). Cette catégorie d'établissements est de ce fait nettement plus exonérée que les autres.

I.3. Les exonérations ne sont pas ciblées sur les secteurs les plus exposés à la concurrence internationale

Depuis leur instauration, les dispositifs d'allègement ciblent les bas salaires et les petites et moyennes entreprises. Cependant, rares sont les mesures ciblant des secteurs particuliers. L'emploi à domicile et l'hébergement et la restauration [16] font figure d'exception. Le ciblage des dispositifs d'allègement sur les bas salaires a concentré les exonérations sur les

13. Clap-Postes-2010, Insee.
14. D'après Baldwin (1998), les petites entreprises emploient une main-d'œuvre moins qualifiée que leurs homologues de plus grande taille.
15. En 2011, il est de 11,6 % pour ces établissements contre 7 %, 5,7 %, 4,6 %, 1,7 %, et 0,3 % pour ceux employant respectivement entre 10 et 19 salariés, 20 et 49 salariés, 50 et 249 salariés, 250 et 4 999 salariés, et 5 000 salariés et plus.
16. Il s'agit de la mesure réservée aux hôtels, cafés et restaurants instaurée au début de l'année 2004. Selon l'Acoss, environ 80 % des établissements privés bénéficiant des mesures en faveur de secteurs particuliers et autres mesures appartiennent au secteur de l'hébergement et la restauration.

Graphique 3. Taux d'exonération apparent médian par classe de taille (2004-2011)



Source : Acoss-Urssaf. Établissements du champ privé, France métropolitaine hors départements d'Outre-mer.

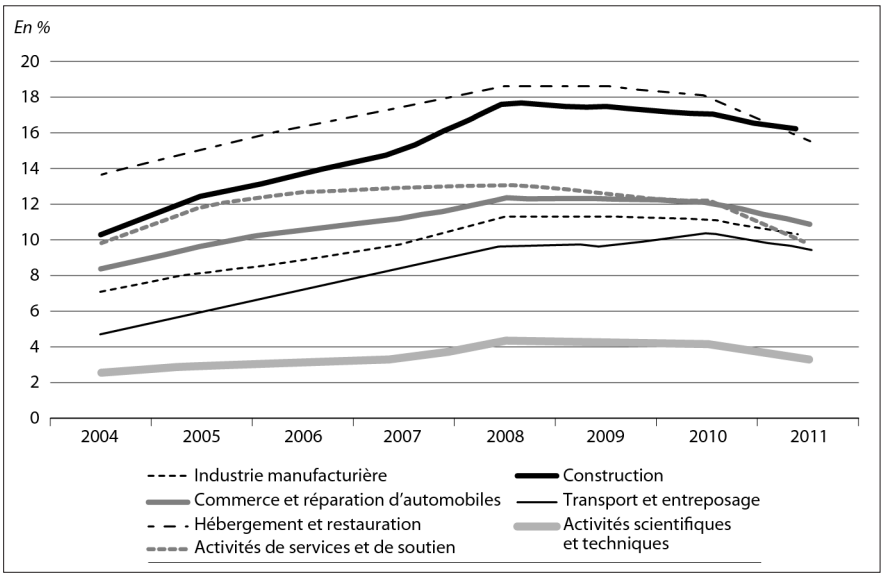
secteurs intensifs en main-d'œuvre peu qualifiée et très faiblement exposés à la concurrence internationale [17].

Le commerce et réparation d'automobiles consomme l'essentiel des exonérations. Les montants des exonérations y ont atteint 5,15 milliards d'euros en 2011, à comparer aux 3,18 milliards pour les activités de services et de soutien, 3,11 milliards pour l'industrie manufacturière, 2,93 milliards pour la construction, 2,1 milliards pour le secteur de l'hébergement et la restauration, 1,87 milliard pour le secteur des transports et entreposage, et 0,97 milliard pour les activités scientifiques et techniques [18].

Par ailleurs, les taux d'exonération médians dans le secteur de l'hébergement et de la restauration et de la construction sont nettement plus importants que dans les autres secteurs et plus élevés que le taux national médian (10,3 % en 2010). En 2010, plus de la moitié des établissements opérant dans le secteur de l'hébergement et de la restauration étaient exonérés de 18 % de leur masse salariale (graphique 4). Durant la même année, le taux d'exonération médian dans le secteur de la construction a atteint 17 %.

17. D'après Artus (2011), le secteur des services aux particuliers, distribution, loisirs, hôtels et restaurants, transports, services aux entreprises et financiers sont ceux les moins exposés à la concurrence internationale.
18. Ces secteurs emploient respectivement 16,9 %, 10,2 %, 16 %, 8,4 %, 5,9 %, 7,6 % et 7,1 % du total de l'emploi privé en France métropolitaine D'après l'Acoss, le commerce représente 22,8 % du total des établissements privés en 2004, les services aux entreprises 16,9 %, la construction 11,6 %, l'industrie manufacturière 8,8 %, l'hébergement et la restauration 9,4 % et les transports et entreposage 3,4 %. Ces chiffres sont respectivement de 22,1 %, 16 %, 12,7 %, 7,3 %, 9,7 % et 3,1 % en 2011.

Graphique 4. Taux d'exonération apparent médian par secteur d'activité (2004-2011)



Source : Acoss-Urssaf. Établissements du champ privé, France métropolitaine hors départements d'Outre-mer.

Deux raisons expliquent l'écart entre le taux d'exonération dans le secteur de l'hébergement et de la restauration et le taux médian national. La première est liée à la forte proportion de travailleurs peu qualifiés dans l'emploi total de ce secteur [19]. La seconde provient de l'instauration en 2004 de la mesure d'allègement réservée aux hôtels, cafés et restaurants.

Le niveau élevé du taux d'exonération médian dans le secteur de la construction s'explique en grande partie par la part des travailleurs peu qualifiés dans le total de l'emploi. Selon l'Insee, elle représentait 77,36 % en 2010.

II. Les évaluations antérieures des politiques d'allègement en France

La mesure de l'effet des exonérations de cotisations sociales patronales sur le niveau d'emploi fait partie des questions qui ont suscité la publication d'un important nombre de rapports et d'articles académiques en France. Cependant, leurs effets sur la rentabilité des entreprises restent jusqu'à présent mal connus et peu documentés.

Pour évaluer les effets des exonérations de cotisations sociales sur l'emploi en France, les auteurs font appel à deux types d'évaluation : les évaluations *ex ante* et les évaluations *ex post*.

19. La part des employés et ouvriers représentait 86,26 % en 2010.

Les évaluations *ex ante* reposent sur des maquettes macroéconomiques résumant le fonctionnement de l'économie française (Laffargue, 1996 ; Germain, 1997 ; Salanié, 2000 ; Laroque, Salanié, 2000 ; Crépon, Desplatz, 2001 ; Cahuc, 2003 ; Doisy, Duchêne, Gianella, 2004 ; Baudin, Legendre, L'Horty, 2009, etc.). Les auteurs constituent leurs maquettes à partir d'un certain nombre d'hypothèses *ad hoc* inspirées de la théorie classique du marché du travail [20].

Une fois les maquettes constituées, les auteurs les calibrent à partir d'estimations économétriques et/ou de données d'enquêtes telles que les déclarations annuelles de données sociales (DADS) ou les déclarations des mouvements de main-d'œuvre (DMMO). Le calibrage consiste à fixer, estimer et/ou calculer les paramètres de la maquette, tels que les élasticités de substitution des facteurs de production, les élasticités prix de la demande, etc.

Quelle que soit la méthode ou les données mobilisées, ces études concluent à l'effet positif des dispositifs d'allègement sur l'emploi en France. Ainsi, Salanié (2000) estime que les « exonérations famille » et la « ristourne Juppé » auraient permis de créer entre 100 000 et 390 000 emplois. Audric, Givord et Prost (2000), qui reprennent pourtant le modèle d'équilibre général de Salanié (2000), concluent que la même mesure aurait permis de créer entre 80 000 et 410 000 emplois.

Les évaluations *ex post*, effectuées à partir de données individuelles d'entreprises, ont débuté avec le travail de Crépon et Desplatz (2001), qui montrent que la variation du coût du travail consécutive à l'instauration de la « ristourne Juppé » a permis de créer ou sauvegarder 460 000 emplois entre 1994 et 1997. Ce résultat repose sur la comparaison de l'évolution de l'emploi dans un groupe d'entreprises bénéficiant du dispositif d'exonération évalué (groupe de traitement) à celle observée dans un ensemble d'entités non exonérées mais statistiquement semblables aux premières (groupe témoin). La variable habituellement utilisée pour mesurer la réduction des charges salariales de l'entreprise est définie par la différence entre le coût du travail avant la mise en place de la réforme et celui, dit fictif, qui suit son entrée en vigueur. Le coût fictif est ainsi calculé en appliquant le taux d'exonération de la nouvelle réforme aux salaires observés durant l'année précédant sa mise en œuvre (Crépon, Desplatz, 2001).

Contrairement aux évaluations *ex ante*, les évaluations *ex post* ne présentent guère de divergences quant aux résultats obtenus. Ainsi, en évaluant

20. Un seul bien est produit dans l'économie à partir de trois facteurs de production : le travail qualifié, le travail non qualifié et le capital ; le travail qualifié et le capital sont complémentaires et forment un agrégat substituable au travail non qualifié ; l'entreprise maximise son profit et détermine son niveau d'emploi qualifié en égalisant le salaire réel des travailleurs à leur productivité marginale ; le marché des travailleurs qualifiés est concurrentiel tandis que le salaire des travailleurs non qualifiés est indexé sur le salaire minimum ; les entreprises répercutent la réduction du coût du travail sur leurs prix de vente (*effet volume*).

le dispositif « Fillon », Margolis (2008) et Bunel, Gilles et L'Horty (2009) trouvent des résultats comparables. Bunel, Gilles et L'Horty (2009) concluent que « la réforme 2003 a permis d'accroître légèrement l'emploi dans les entreprises restées à 39 heures mais qu'elle a conduit à l'effet inverse pour les entreprises passées aux 35 heures. Au total, son effet total sur l'emploi s'avère ambigu, qu'il soit mesuré en effectif ou en équivalent temps plein » (Bunel, Gilles, L'Horty, 2009:77). De même, Margolis (2008) montre que les entreprises restées aux régimes de 39 heures sont celles qui ont créé le plus d'emploi suite à l'instauration de l'allègement « Fillon ».

Malgré leur large portée aussi bien sur le plan académique que politique, les travaux d'évaluation existants ont fait l'objet de nombreuses critiques qui portent essentiellement sur la méthodologie utilisée et l'interprétation des résultats proposés par les auteurs (Sterdyniak, 2000, 2002 ; Lacroix, 2001 ; L'Horty, 2001 ; Heyer, Plane, 2012 ; Husson, 2014 ; etc.). C'est pour cette raison que la présente étude cherche à évaluer l'effet des exonérations sur l'emploi et la rentabilité des entreprises en adoptant une méthodologie différente reposant sur l'estimation de modèles empiriques d'entreprise.

III. Une évaluation fondée sur un modèle de croissance et de rentabilité de la firme

L'analyse empirique conduite dans cette section permet d'évaluer la sensibilité des entreprises à l'ensemble des dispositifs d'exonération dont elles bénéficient en mesurant l'effet du taux d'exonération sur l'évolution de l'emploi et de la rentabilité des entreprises. Le choix du taux d'exonération comme mesure de réduction du coût du travail est légitimé par l'importance du champ d'application de ces dispositifs qui interdit de composer un contrefactuel. En 2011, plus de 90 % des établissements privés bénéficient d'au moins une mesure d'exonération selon l'Acoss.

Il s'agit, dans une première étape, d'estimer un modèle empirique de croissance de l'emploi en introduisant le taux d'exonération, les caractéristiques de l'entreprise (taille, âge, secteur, subventions d'exploitation, structure de la dette, etc.) et de son environnement local comme variables explicatives. L'idée est de voir dans quelle mesure la réduction du coût du travail influence les trajectoires de croissance des entreprises, toutes choses égales par ailleurs. L'analyse proposée permet ainsi de tester la sensibilité des entreprises à une baisse globale du coût du travail induite par l'ensemble des dispositifs d'allègement dont elles bénéficient.

Un modèle de rentabilité de la firme est estimé dans une seconde étape. Son estimation permet d'identifier la nature et l'ampleur de l'effet des exonérations sur la politique de prix de l'entreprise. Cette dernière peut en effet adopter deux stratégies différentes (Draca, Machin, van Reenen, 2011).

Les exonérations peuvent être utilisées pour réduire le prix de vente, ce qui, en améliorant la compétitivité, se traduit par l'embauche de travailleurs supplémentaires. Dans ce cas, la corrélation entre le taux d'exonération apparent et la rentabilité de l'entreprise sera nulle et l'effet des exonérations sur l'emploi sera important. À l'inverse, une partie des exonérations peut être captée par l'entreprise pour accroître son profit. Dans ce cas, les exonérations influenceront positivement la rentabilité et leur impact sur l'emploi sera modéré.

Les modèles sont estimés sur un panel de 115 665 entreprises métropolitaines actives sur la période 2004-2011. L'échantillon sélectionné est issu de la fusion de cinq sources statistiques : les fichiers Acoss-Urssaf, les bases de données Clap (Connaissance locale de l'appareil productif) et REE (Répertoire des entreprises et des établissements) fournies par l'Insee, la base comptable Diane produite par le bureau van Dijk et les bases locales publiées par l'Insee (encadré 1).

Afin d'identifier le lien entre le taux d'exonération et la croissance de l'emploi selon les trajectoires de croissance des entreprises et le lien entre le taux d'exonération et la rentabilité d'exploitation en tout point de sa distribution, les spécifications sont estimées par la méthode des régressions quantiles sur données de panel, développée par Canay (2011) (annexe 1). Cette technique d'estimation relativement récente présente de nombreux avantages. Tout d'abord, elle permet de rendre compte des effets différenciés des exonérations sur les trajectoires de croissance des entreprises suivant que leurs effectifs décroissent, croissent ou stagnent ou selon leur taux de rentabilité. Enfin, elle est robuste à la présence des points extrêmes, ce qui permet de conserver les entreprises à très fort ou très faible potentiel de croissance dans l'échantillon sélectionné pour l'analyse.

III.1. Lien entre croissance de l'emploi et exonérations

La littérature empirique sur la croissance de la firme s'est développée autour du travail de Gibrat (1931). L'essentiel des études concluent que les facteurs structurels tels que la taille et l'âge expliquent la part la plus importante du taux de croissance de la firme. Certains auteurs concluent que les entreprises de petite taille croissent plus vite que les grandes [21] (Evans, 1987a, 1987b ; Hall, 1987 ; Wagner, 1992 ; Das, 1995 ; Liu, Tsou, Hammitt, 1999 ; Oliveira, Fortunato, 2006a, 2006b ; Fagiolo, Luzzi, 2006 ; etc.) tandis que d'autres trouvent l'inverse (Coad, Hölzl, 2009 ; Bentzen, Madsen, Smith, 2012 ; etc.). De même, certains travaux stipulent que les jeunes entreprises croissent plus rapidement que les autres (Liu, Tsou,

21. Ce constat explique l'attention accordée par les autorités publiques aux entreprises de petite et moyenne taille (politique industrielle et d'emploi spécifiques, c'est le cas de la réforme « Fillon » majorée par exemple).

Encadré 1

Sources statistiques et constitution de la base de données

Afin d'évaluer l'impact des exonérations sur l'emploi et la rentabilité, un panel d'entreprises localisées en France métropolitaine a été constitué en appariant cinq sources de données sur la période 2004-2011 :

- les fichiers déclaratifs de l'Acoss-Urssaf, issus des bases Séquoia (Système pour l'étude quantitative et l'observation des assiettes), Orme (Observatoire du recouvrement des mesures d'exonérations), et Arome (Application du recouvrement pour l'observation et la mesure des encaissements), qui fournissent des informations sur les cotisations dues, les montants des exonérations, la masse salariale, l'effectif salarié, la localisation et le secteur d'activité des établissements. L'effectif trimestriel regroupe les « salariés de l'établissement ayant un contrat de travail au dernier jour de la période y compris ceux déclarés au moyen des dispositifs simplifiés (chèque emploi associatif et titre emploi service entreprise). Sont exclus du périmètre : les apprentis, les élèves ou étudiants effectuant un stage en entreprise, les stagiaires de la formation professionnelle, les salariés percevant des sommes après la rupture de leur contrat de travail, les VRP multicartes, les intérimaires pour les entreprises utilisatrices, les salariés régulièrement détachés en France en vertu de conventions ou de règlements internationaux. Le décompte se fait sur le contrat de travail en cours au dernier jour de la période (le mois ou le trimestre) (source : fichiers internes de l'Acoss). L'effectif salarié retenu pour l'analyse est la moyenne annuelle des effectifs des entreprises à la fin de chaque trimestre ;

- les fichiers Clap (Connaissance locale de l'appareil productif) produits par l'Insee fournissent des informations sur l'effectif, la masse salariale, la localisation, la nomenclature d'activité, et la date de création des entreprises. Ces bases permettent de localiser l'emploi marchand et non marchand sur l'ensemble du territoire français ;

- les fichiers REE (Répertoire des entreprises et des établissements), produits également par l'Insee, couvrent les secteurs marchands de l'industrie, la construction, le commerce et les services. Ces fichiers fournissent des renseignements relatifs à la localisation, le secteur d'activité, ainsi que les dates de création et de cessation des entreprises ;

- les bases locales de l'Insee comprennent des données sur l'emploi et la démographie des entreprises à différents niveaux régionaux (commune, zone d'emploi, département et région). Le taux de chômage annuel moyen par zone d'emploi (Txch) utilisé dans l'analyse provient de l'une de ces bases [1] ;

- les bases Diane produites par le bureau Van Djik reportent les comptes sociaux de plus de 850 000 entreprises françaises ayant déposé leurs comptes annuels auprès des greffes de tribunaux de commerce. Elles fournissent des informations comptables et financières comme les composantes du bilan et du compte de résultat, le secteur d'activité, la structure de l'actionnariat, la forme juridique, etc.

■■■

Cinq étapes ont été suivies pour constituer le panel d'entreprises :

- la première étape a consisté à sommer les montants des exonérations, les montants de la masse salariale et le nombre d'employés par numéro Siren (identifiant unique de l'entreprise). Le fichier obtenu sera par la suite dénommé « Entreprises » ;

- la deuxième étape a consisté à calculer les variables locales relatives aux 304 zones d'emploi métropolitaines. L'indice de concentration locale (C5) et de spécialisation industrielle (Indus) ont été calculés à partir des fichiers Acoss-Urssaf en suivant Kubrak (2013). Ces données ont ensuite été fusionnées avec la base locale de l'Insee (Txch). Et afin d'attribuer à chaque entreprise un code commune (permettant de remonter au code ZE – pour une définition, voir note 5, encadré 2), la base « Entreprises » a été appariée avec les fichiers REE. Cette fusion a permis d'associer à chaque identifiant d'entreprise (numéro Siren) un code ZE et les valeurs des variables locales lui correspondant ;

- la troisième étape a été de fusionner la base « Entreprises » avec la base Diane afin de rattacher à chaque entreprise les données comptables nécessaires au calcul des différents ratios introduits dans les modèles empiriques ;

- la quatrième étape a été de limiter le champ de l'analyse au secteur privé non financier, en éliminant les entreprises appartenant aux secteurs de l'administration publique (section O de la Naf, Rév. 2 [2]), des activités financières et d'assurance (section K de la Naf, Rév. 2), à une partie du secteur des activités immobilières (la sous-section 68.2 de la section L de la Naf, Rév. 2), au secteur de l'intérim (sous-section 78 de la section N de la Naf, Rév. 2), au secteur des employeurs indépendants (section T de la Naf, Rév. 2) et des activités territoriales (section U de la Naf, Rév. 2) ;

- la cinquième et dernière étape de l'appariement a consisté à éliminer de l'échantillon les firmes ne possédant pas de comptes renseignés (effectif moyen, cotisations exonérées, masse salariale, données comptables, etc.) ou présentant des valeurs incohérentes pour certaines variables (chiffre d'affaires négatif, etc.).

Ce traitement a conduit à la constitution d'un panel cylindré de 115 665 entreprises pérennes dont le siège est situé en France métropolitaine durant la période 2004-2011. En 2011, le panel représente 16 % du total de l'effectif salarié, 18 % du montant total de la masse salariale et 16 % des montants des exonérations (source : Acoss-Urssaf, champ privé hors départements d'Outre-mer).

1. Disponible en accès libre sur : http://www.insee.fr/fr/themes/detail.asp?ref_id=chomage-zone-2010 (consulté le 5 octobre 2015).

2. « La nomenclature d'activités française révision 2 (Naf Rév. 2, 2008) est la nomenclature statistique nationale d'activités qui s'est substituée depuis le 1er janvier 2008 à la Naf Rév. 1 datant de 2003. Pour chaque code Naf, un lien avec la classification des produits française (CPF) permet de visualiser les codes et intitulés des produits associés à chaque activité et d'accéder à l'ensemble de la CPF Rév. 2.1 » (source : www.insee.fr).

Hammitt, 1999 ; Oliveira, Fortunato, 2006a, 2006b ; etc.) tandis que d'autres parviennent au résultat contraire (Das, 1995 ; Yazdanfar, 2012 ; Navaretti, Castellani, Pieri, 2012 ; etc.) et expliquent cette corrélation entre variation des effectifs et âge par le processus d'apprentissage (*learning by doing*) [22] .

Plusieurs travaux ont complété cette littérature en mettant en évidence le lien entre la structure financière de l'entreprise et sa dynamique de croissance (Oliveira, Fortunato, 2006a, 2006b ; Yazdanfar, 2012). D'autres ont montré l'importance du rôle joué par le climat économique local dans le processus de croissance de la firme (Fingleton, Igliori, Moore, 2004 ; Audretsch, Dohse, 2007 ; Tonts, Plummer, Taylor, 2012 ; Garsaa, Levratto, Tessier, 2014 ; Garsaa, Levratto, 2015, 2016 ; etc.). Toutefois, rares sont les études qui s'intéressent à la variation du coût du travail comme déterminant de la croissance de la firme. En plus de cette série de variables usuelles de la croissance de la firme, la croissance des effectifs est donc ici expliquée par la variation du coût du travail de l'entreprise approximé par le taux d'exonération dit « apparent » (encadré 2). Le taux d'exonération apparent mesure la variation du coût du travail suite à l'allègement des cotisations sociales patronales. « En l'absence de données sur les distributions de salaires, le rapport entre le montant des cotisations exonérées et la masse salariale, communément appelé taux d'exonération apparent, fournit un indicateur du "degré" d'allègement du coût du travail dont bénéficie une entreprise. Ce taux d'exonération tient compte de l'ensemble des dispositifs d'allègements de cotisations, spécifiques ou non » (Alibay, Hagneré, 2011:5).

Le caractère atypique de la distribution du taux de croissance de l'emploi à l'échelle de l'entreprise (voir annexes) rend inefficaces les techniques traditionnelles d'estimation telles que les moindres carrés ordinaires (MCO) et les modèles à effets fixes. La forme (en chapeau) de cette distribution s'explique par la nature des trajectoires de croissance des entreprises. En effet, l'essentiel des entités conservent un effectif salarié identique d'une année sur l'autre. Seule une minorité voit son nombre de salariés varier significativement (Stanley, Amaral, Buldyrev, 1996 ; Bottazzi, Dosi, Lippi *et al.*, 2001 ; Bottazzi, Coad, Jacoby *et al.*, 2011 ; Bottazzi, Secchi, 2003a, 2003b, 2003c ; Fagiolo, Luzzi, 2006 ; Buldyrev, Growiec, Pammolli *et al.*, 2007 ; Coad, Rao, 2008 ; Coad, Hölzl, 2009 ; Colombelli, Krafft, Quatrano, 2014). Dans le but de tenir compte des spécificités de la distribution du taux de croissance et d'identifier la relation entre les exonérations et la variation de l'emploi au niveau de la firme, nous estimons notre modèle empirique par la méthode des régressions quantiles sur données de panel (encadré 3 ; annexes). Cette technique d'estimation permet de déterminer

22. Ce processus traduit la capacité de la firme à apprendre de ses erreurs, à se forger une réputation et une image de marque crédibles. Ces éléments lui facilitent l'accès aux financements externes et aux débouchés.

Encadré 2

Modélisation du lien entre croissance de l'emploi et exonérations

Afin d'identifier l'impact des exonérations sur la variation des effectifs salariés, un modèle de Gibrat (1931) augmenté de quelques déterminants usuels de type structurel, stratégique et local [1] a été spécifié comme suit :

$$Growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 \, lnEff_{it-1} + \beta_2 \, lnAge_{it} + \beta_3 \, Txexo_{it} + \sum_{k=4}^{9} \beta_k \, X_{it} + \sum_{k=10}^{12} \beta_k \, Varloc_{it} + \vartheta_{it}$$

Avec $Growth_{it} = lnEff_{it} - lnEff_{it-1}$, le taux de croissance de l'emploi, défini comme la différence entre le logarithme népérien de l'effectif moyen de l'entreprise entre t et $t-1$.

$lnEff_{it-1}$ est le logarithme de l'effectif moyen retardé d'une période.

$lnAge_{it}$ représente le logarithme de l'âge de l'entreprise en t.

$Txexo_{it}$ est le taux d'exonération apparent. Le coefficient associé à cette variable mesure, en termes de point de base [2], l'impact du taux d'exonération sur la variation des effectifs salariés des entreprises.

X_{it} regroupe les déterminants stratégiques de la croissance de la firme, à savoir, la rentabilité économique et financière, les ratio de dettes de court et long terme, la part des subventions d'exploitation [3] dans le total du chiffre d'affaires, le solde du crédit interentreprises, et l'autonomie financière mesurée par la part des capitaux propres dans le total du bilan (Oliveira, Fortunato, 2006a, 2006b ; Yazdanfar, 2012).

$Varloc_{it}$ rassemble les variables reflétant les caractéristiques de l'environnement productif direct de l'entreprise : la concentration locale mesurée par la somme des effectifs des cinq plus grands établissements rapportée au total de l'emploi, le taux de chômage [4] et la part de l'emploi industriel dans le total. Toutes ces variables sont calculées au niveau de la zone d'emploi (ZE) [5].

$\vartheta_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$ est le terme d'erreur composé, avec μ_i les effets fixes individuels et ε_{it} le terme d'erreur. Les définitions, les sources, et les statistiques descriptives relatives aux variables du modèle sont présentées dans les annexes.

1. Voir Coad et Hölzl (2009) pour une revue détaillée de la littérature empirique sur les déterminants de la croissance de la firme.
2. Un point de base correspond à une variation de 0,01. Un point de base correspondrait à un point de pourcentage si le taux d'exonération avait été exprimé en pourcentage.
3. Il s'agit de la définition comptable. Ce montant est issu directement des comptes annuels des entreprises (encadré 1).
4. Étant donné que le taux de chômage est négativement corrélé au niveau du salaire moyen par zone d'emploi (Levratto, Carré, 2014), nous l'utilisons pour approximer la demande au niveau local (positivement corrélée au niveau des salaires).
5. Zone d'emploi en 2010, définie par l'Insee comme « l'espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main-d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts » (Définitions et méthodes sur www.insee.fr).

l'impact du taux d'exonération sur le taux de croissance de l'emploi des entreprises dont les effectifs salariés ont diminué, augmenté ou stagné au cours de la période étudiée.

L'analyse a tout d'abord été menée sur l'ensemble de l'échantillon. Ensuite, afin de savoir si le lien entre exonérations et croissance de l'emploi dépend de la taille ou du secteur d'activité de l'entreprise, l'analyse a été effectuée sur deux niveaux : par classe de taille et par secteur d'activité. Pour ce faire, quatre classes de taille d'entreprises ont été spécifiées selon leur nombre de salariés en début de période : les entreprises employant moins de 10 salariés, celles dont le nombre de salariés varie entre 10 et 19 salariés, celles employant entre 20 et 49 salariés et celles ayant 50 salariés et plus. Six secteurs d'activité (Naf, Rév. 2., 2008) ont également été retenus : l'industrie manufacturière, le commerce et réparation d'automobiles, la construction, les transports et entreposage, les activités de services et de soutien et les activités scientifiques et techniques.

III.2. Lien entre rentabilité et exonérations

En plus d'ajuster leurs effectifs, les entreprises peuvent réagir de deux manières à l'allègement du coût du travail : en répercutant cette baisse sur leurs prix de vente ou en augmentant tout simplement leurs marges [23]. Cette hypothèse est testée à partir de l'estimation de deux modèles empiriques de rentabilité de la firme : un modèle statique et un modèle dynamique (encadré 3). Le premier permet de tester la sensibilité du niveau de rentabilité des firmes aux exonérations en tenant compte des facteurs structurels, stratégiques et locaux (voir *supra*, III.1). Le second permet en plus d'évaluer l'effet des exonérations, de tester la persistance de la rentabilité des entreprises au cours du temps. La plupart des travaux empiriques concluent en effet à une autocorrélation positive de la rentabilité (Mueller, 1977 ; Feeny, Harris, Rogers, 2005 ; Gschwandtner, 2005 ; Cable, Gschwandtner, 2008 ; Nunes, Serrasqueiro, Leitao, 2010 ; McMillan, Wohar, 2011 ; Hirsch, Gschwandtner, 2013 ; Pervan, Mlikota, 2013).

Le modèle statique a été estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), des effets fixes (EF) et des régressions quantiles sur données de panel (2-STEP). Afin de corriger le potentiel biais d'endogénéité pouvant provenir de l'introduction de la variable dépendante retardée comme variable explicative, le modèle dynamique a également été estimé par la méthode des variables instrumentales. Et dans le but de garantir la

23. Malgré la variété des études portant sur les déterminants de la rentabilité de la firme, rares sont celles qui s'intéressent à l'impact des politiques publiques, en particulier de l'emploi. Outre Crépon et Desplatz (2001), dont les résultats ont été fortement contestés (Sterdyniak, 2002), Draca, Machin et van Reenen (2011) sont, à notre connaissance, les seuls à avoir évalué l'impact de la variation du coût du travail sur la rentabilité des entreprises. Les auteurs trouvent que l'augmentation du coût du travail consécutive à l'instauration d'un salaire minimal a négativement influencé la rentabilité des entreprises britanniques à la fin des années 1990.

Encadré 3

Modèle statique et modèle dynamique de rentabilité de la firme

Le modèle statique a été spécifié comme suit :

$$Rent_{it} = \beta_0 + \beta_1 \, lnEff_{it} + \beta_2 \, lnAge_{it} + \beta_3 \, Txexo_{it} + \sum_{k=4}^{8} \beta_k \, X_{it} + \sum_{k=9}^{11} \beta_k \, Varloc_{it} + \vartheta_{it}$$

Avec $Rent_{it}$ la rentabilité économique de l'entreprise i en t approximée par le rapport entre le résultat d'exploitation et le total du bilan. D'après Wook Joh (2003) et Paul, Devi et Teh (2012), le ratio de rentabilité économique est le meilleur indicateur de l'efficacité opérationnelle de l'entreprise. Cette définition est de ce fait très répandue dans la littérature empirique (Goddard, Tavakoli, Wilson, 2005 ; Baum, Schafer, Talavera, 2006 ; Serrasqueiro, Nunes, 2008 ; Nunes, Viveiros, Serrasqueiro, 2012 ; Kebewar, Shah, 2012 ; etc.).

La persistance de la rentabilité des entreprises à court terme est testée à partir du modèle dynamique suivant :

$$Rent_{it} = \beta_0 + \alpha \, Rent_{it-1} + \beta_1 \, lnEff_{it} + \beta_2 \, lnAge_{it} + \beta_3 \, Txexo_{it} + \sum_{k=5}^{9} \beta_k \, X_{it} + \sum_{k=10}^{12} \beta_k \, Varloc_{it} + \vartheta_{it}$$

avec $Rent_{it-1}$ la rentabilité économique retardée d'une période.

robustesse des résultats obtenus, l'analyse a été réalisée sur trois niveaux : sur l'ensemble de l'échantillon, par classe de taille et par secteur d'activité.

IV. Les exonérations ont contribué à la croissance et au maintien de l'emploi dans les entreprises françaises entre 2004 et 2011

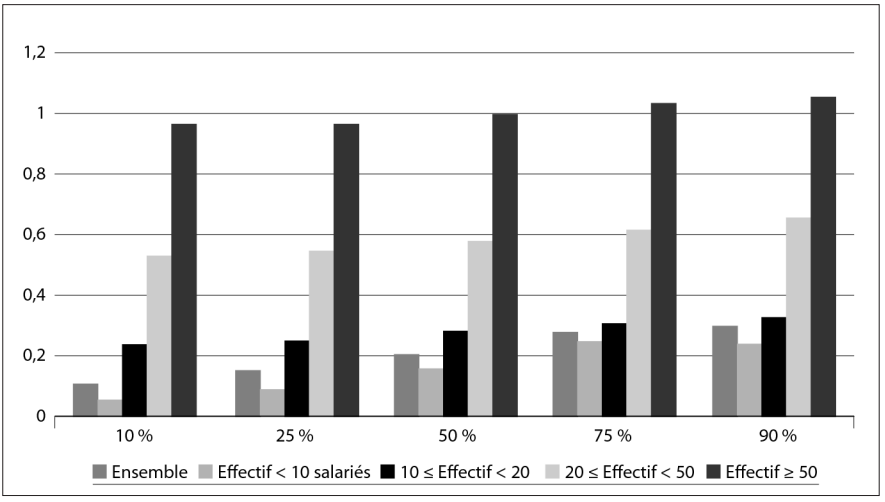
Compte tenu de leur robustesse, seuls les résultats issus de l'estimateur 2-STEP seront interprétés. Les résultats des estimations par effets fixes (FE) et moindres carrés ordinaires (MCO) sont seulement reportés à titre indicatif [24]. En effet, à la différence de l'estimateur 2-STEP, les estimateurs FE et MCO estiment les effets moyens des variables explicatives sur la variable dépendante. Ils sont par conséquent très sensibles aux points extrêmes [25]. La configuration de nos données ne permet pas de s'y fier. En effet, les statistiques descriptives réalisées sur le panel (annexe 4) montrent que les effectifs de la plupart des entreprises stagnent. Seule une minorité croît ou décroît, ce qui se traduit par la présence de points extrêmes dans la distribution du taux de croissance de l'emploi [26].

24. Les tableaux des estimations ont été reportés dans les annexes détaillées, disponibles en ligne sur le site de l'IRES (www.ires.fr).
25. Il s'agit des événements dont la probabilité de réalisation est très faible.
26. Ce fait stylisé est confirmé par l'ensemble des travaux qui s'intéressent à la dynamique de croissance de la firme (Stanley, Amaral, Buldyrev *et al*., 2001 ; Bottazzi, Secchi, 2003c ; Fagiolo, Luzzi, 2006 ; Coad, Rao, 2008 ; Coad, Hölzl, 2009 ; Garsaa, Levratto, Tessier, 2013 ; Garsaa, Levratto, 2015 ; etc.)

Le graphique 5 présente les coefficients estimés du taux d'exonération en fonction des quantiles conditionnels du taux de croissance des firmes. Elle montre clairement une relation positive entre la réduction du coût du travail et la variation de l'effectif moyen des entreprises entre 2004 et 2011 et ce, quelle que soit leur taille en début de période. Ce résultat est conforme aux études antérieures qui concluent à l'effet positif des dispositifs d'exonération sur l'emploi (Crépon, Desplatz, 2001 ; Bunel, L'Horty, 2012 ; Garsaa, Levratto, Tessier, 2013, 2014 ; Garsaa, Levratto, 2015 ; etc.).

Cependant, l'ampleur de cet effet est particulièrement sensible au taux de croissance des firmes. Sur l'ensemble de l'échantillon, le coefficient estimé du taux d'exonération varie entre 0,107 et 0,293 en partant de l'extrémité gauche de la distribution du taux de croissance (entre le 10e et le 90e percentile [27]). Une hausse d'un point du taux d'exonération entraînerait une augmentation de 0,107 point du taux de croissance de l'emploi dans

Graphique 5. Coefficients estimés du taux d'exonération sur l'ensemble de l'échantillon et par classe de taille



Source : Résultats des estimations effectuées par l'auteur sous le logiciel STATA 12.1 en utilisant la commande grqreg.
Note : Tous les coefficients sont significatifs à 1 %. Les écarts-types ont été estimés moyennant 100 réplications de *bootstrap* *. En raison de la taille relativement importante de l'échantillon utilisé, le choix du nombre de réplications de *bootstrap* ne semble pas affecter la significativité des coefficients estimés. Il a été donc fixé à 100 dans le but de minimiser le temps de calcul.

* L'estimation par *bootstrap* est une technique de ré-échantillonnage (par tirages aléatoires avec remise) qui consiste à estimer les coefficients d'une matrice ou d'un modèle sur plusieurs sous-échantillons (le nombre de ces sous-échantillons correspond en effet au nombre de réplications) issus de l'échantillon étudié. Les estimateurs de ces coefficients sont ensuite calculés à partir des estimateurs obtenus à partir des estimations effectuées sur les sous-échantillons sélectionnés.

27. Les percentiles ou centiles « … d'une variable sont les valeurs-seuils de cette variable qui, lorsque l'on ordonne la population selon les valeurs de la variable, la partitionnent en 100 sous-populations de taille égale. On les note souvent p01, p02,... p98, p99 » (source : www.insee.fr).

les firmes dont le nombre de salariés a diminué au cours de la période alors qu'elle provoquerait un accroissement de 0,293 point du taux de croissance de l'emploi dans celles dont l'effectif salarié a augmenté [28]. Les entreprises dont l'effectif moyen a augmenté sont donc plus sensibles aux exonérations que celles dont le nombre de salariés a stagné ou diminué.

En suivant le raisonnement de Bottazzi et Secchi (2003b, 2003c), il est possible d'interpréter cet effet différencié des exonérations en se basant sur le principe du *self-reinforcing* (auto-renforcement) selon lequel les entreprises situées à l'extrémité droite de la distribution (75^{e} et 90^{e} percentile) sont très réactives aux opportunités de croissance qui se présentent à elles. Pour ces dernières, les mesures d'allègement constituent donc des dispositifs d'accompagnement à la création d'emploi [29]. Ceci n'est en revanche pas le cas des entreprises dont les effectifs ont baissé ou stagné, et pour lesquelles les exonérations constituent un moyen de sauvegarder des emplois.

Les résultats des estimations montrent que, même si elle influence la croissance des firmes, la baisse du coût du travail n'en constitue pas l'unique élément explicatif. Des facteurs de type individuel, stratégique ou local semblent également jouer un rôle important dans le processus de croissance des entreprises.

En effet, nos résultats confirment le rôle clef de la taille, déjà souligné par les travaux antérieurs (Evans, 1987a, 1987b ; Hall, 1987 ; Wagner, 1992 ; Das, 1995 ; Liu, Tsou, Hammitt, 1999 ; Lotti, Santarelli, Vivarelli, 2003 ; Fagiolo, Luzzi, 2006 ; Coad, Hölzl, 2009 ; Aslan, 2008 ; Navaretti, Castellani, Pieri, 2014 ; etc.). Le signe négatif des coefficients estimés qui y sont associés montre que les petites entreprises croissent plus rapidement que les grandes et ce, indépendamment de leurs trajectoires de croissance.

Les résultats des estimations mettent également en évidence une corrélation positive entre l'âge et le taux de croissance de l'effectif moyen qui confirme l'hypothèse d'apprentissage par la pratique ou de *learning by doing* (Das, 1995 ; Yazdanfar, 2012) [30]. Toutefois, l'effet marginal de l'âge décroît en partant de l'extrémité gauche de la distribution du taux de croissance, ce qui tend à prouver que cette caractéristique individuelle constitue un facteur de croissance plus important pour les entreprises dont les effectifs décroissent que celles dont les effectifs stagnent ou croissent. Ces résultats vont dans le même sens que ceux de Navaretti, Castellani et Pieri (2014), pour qui le nombre d'années d'existence influence positivement les trajec-

28. Un point de base correspond à une variation de 0,01. Un point de base correspondrait à un point de pourcentage si le taux d'exonération avait été exprimé en pourcentage.
29. En effet, si l'entreprise ne dispose pas des compétences nécessaires lui permettant de saisir les opportunités de croissance (acquisition de nouvelles parts de marchés, etc.), l'effet des exonérations ne sera pas aussi important.
30. Yazdanfar (2012) précise que plus une firme est âgée, plus elle sera crédible auprès de ses créanciers. De ce fait, elle aura plus facilement accès au financement externe et se développera plus rapidement.

toires des entreprises dont l'effectif diminue et négativement celles dont le nombre de salariés augmente. Ils vont également dans le même sens que ceux de Geroski (1995), qui trouve une relation positive entre l'âge de l'entreprise et sa probabilité de survie. En effet, en phase de déclin, l'expérience dont dispose l'entreprise lui permet de minimiser les pertes et d'augmenter ses chances de survie.

Le signe positif des coefficients associés au taux de subventions d'exploitation vérifie l'hypothèse de complémentarité des dispositifs d'aide publique (Becchetti, Trovato, 2002 ; Koski, Pajarinen, 2012). Comme pour le taux d'exonération, l'effet marginal des subventions d'exploitation est d'autant plus important que l'on se déplace vers la droite de la distribution du taux de croissance.

Les faibles valeurs associées aux coefficients des profits retardés laissent à penser que les trajectoires de croissance des firmes ne sont pas conditionnées par ces derniers [31]. À l'inverse, l'effet significatif du ratio de rentabilité économique montre que l'efficacité productive des entreprises influence positivement leur croissance (Garsaa, Levratto, Tessier, 2014).

En outre, l'accès aux financements semble agir positivement sur les trajectoires de croissance des firmes. Globalement, l'accès aux financements externes améliore les perspectives de croissance des entreprises. En revanche, la croissance de l'emploi ne semble pas être favorisée par l'autonomie financière.

La significativité des coefficients des variables locales met en lumière l'importance du climat économique local dans le processus de croissance des entreprises (Hoogstra, Van Dijk, 2004 ; Audretsch, Dohse, 2007 ; Tonts, Plummer, Taylor, 2012). Si une forte concentration géographique (C5) ou une faible demande locale (Txch) [32] constitue un frein à la croissance de l'emploi, une forte spécialisation industrielle (Indus) du territoire d'implantation des entreprises la favorise.

Les résultats des estimations effectuées par classe de taille confirment ceux obtenus sur l'ensemble du panel (graphique 5). Les coefficients estimés du taux d'exonération varient entre 0,0508 et 0,241 pour le premier groupe d'entreprises, entre 0,234 et 0,323 pour le deuxième, entre 0,531 et 0,650 pour le troisième, et entre 0,963 et 1,050 pour le quatrième. Les entreprises de petite taille qui bénéficient des taux d'exonération les plus élevés sont donc les moins sensibles aux exonérations (graphique 3). Ce paradoxe n'est qu'apparent. En effet, ces entreprises subissent d'autres handicaps qu'un coût du travail élevé. Elles connaissent un déficit de financement (Dietsch,

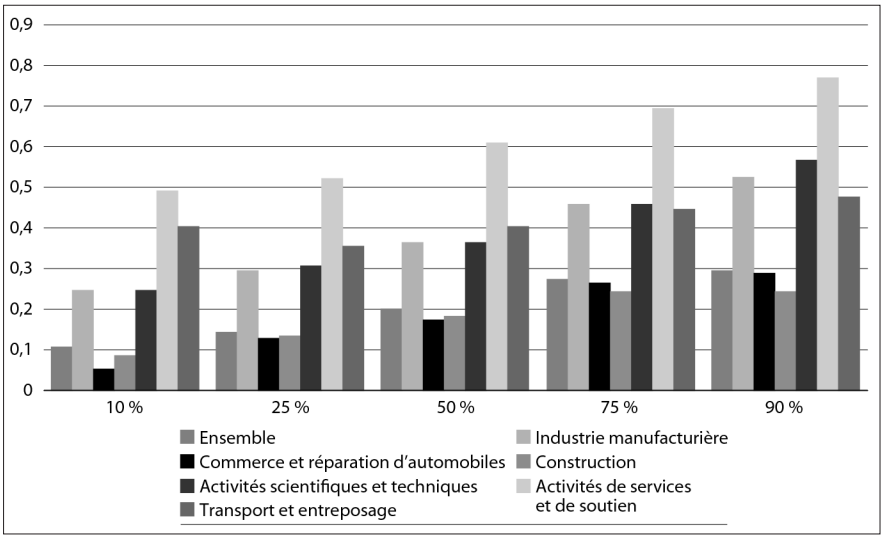
31. Picart (2008) et Husson (2014) montrent que durant la dernière décennie, les entreprises françaises ont augmenté leurs dividendes au détriment des investissements productifs.
32. Le taux de chômage et le niveau de revenu sont négativement corrélés au niveau local (Levratto, Carré, 2014). Par conséquent, une hausse du taux de chômage entraîne une baisse des revenus, puis du pouvoir d'achat et, *in fine*, de la demande locale.

Mahieux, 2014) se traduisant par des difficultés d'accès au crédit (Aubier, Cherbonnier, 2007), des taux débiteurs plus élevés (Chai, Nguyen, 2011), un poids important du crédit interentreprises (Bardes, 2006) et un moindre accès aux marchés financiers (Mansion, Demartini, Mekious, 2007). Elles sont aussi et surtout pénalisées par la difficulté de trouver des consommateurs et de maîtriser leurs coûts de production (Kremp, Piot , 2014). Ces difficultés n'étant pas corrigées par la réduction du coût du travail, ces entreprises ne peuvent donc pleinement profiter des effets des exonérations de cotisations sociales.

Les résultats des estimations du modèle de croissance de l'emploi par secteur d'activité confirment les précédents résultats. Les six principaux secteurs en termes d'effectifs employés ont été retenus pour l'analyse : l'industrie manufacturière, le commerce et réparation d'automobiles, la construction, les activités scientifiques et techniques, les activités de services et de soutien, et les transports et entreposage. Les résultats sont présentés sur le graphique 6. Le signe positif et significatif du coefficient du taux d'exonération confirme l'effet positif du taux d'exonération sur les trajectoires de croissance des entreprises.

Les résultats obtenus montrent que les entreprises opérant dans le secteur des transports et entreposage, les activités de services et de soutien,

Graphique 6. Coefficients estimés du taux d'exonération sur l'ensemble de l'échantillon et par secteur d'activité



Note : Tous les coefficients sont significatifs à 1 %. Les écarts-types ont été estimés moyennant 100 réplications de *bootstrap*. En raison de la taille relativement importante de l'échantillon utilisé, le choix du nombre de réplications de « *bootstrap* » ne semble pas affecter la significativité des coefficients estimés. Il a été donc fixé à 100 dans le but de minimiser le temps de calcul.
Source : Résultats des estimations effectuées par l'auteur sous le logiciel STATA 12.1 en utilisant la commande *grqreg*.

l'industrie manufacturière, et les activités scientifiques et techniques présentent la plus forte sensibilité aux exonérations. Les valeurs des coefficients du taux d'exonération sont en moyenne deux fois plus élevées que celles issues des estimations du modèle sur l'ensemble de l'échantillon. Elles sont d'autant plus importantes que l'on se déplace vers la droite de la distribution du taux de croissance. Le cas des entreprises opérant dans le secteur des activités scientifiques et techniques mérite qu'on s'y arrête. Alors qu'elles sont peu exonérées [33], leur sensibilité à la réduction du coût du travail est relativement élevée en comparaison aux firmes des autres secteurs. Cette situation peut s'expliquer par la forte croissance du secteur qui a bénéficié de l'externalisation des services industriels (Demmou, 2010).

V. Les entreprises n'ont pas utilisé les exonérations pour améliorer leur compétitivité

Cette section expose et commente les résultats obtenus à partir de l'estimation des deux spécifications du modèle de rentabilité présenté dans la section III.2. Trois techniques d'estimation ont été mobilisées pour mettre à l'épreuve la robustesse des résultats obtenus à partir du modèle statique : les moindres carrées ordinaires (MCO), les effets fixes (FE) et l'estimateur 2-STEP. En plus des estimateurs MCO et FE, le modèle dynamique a été estimé par la méthode des variables instrumentales (IV). Les estimateurs FE et 2-STEP sont des estimateurs robustes et sans biais des coefficients du modèle statique. Ils sont en revanche inappropriés lorsque la rentabilité retardée ($Rent_{it-1}$) est introduite comme variable explicative de la rentabilité courante dans le modèle dynamique. Car, dans ce cas, la variable retardée peut être corrélée avec les effets fixes individuels μ_i et/ou le terme d'erreur ε_{it}. L'estimation par variables instrumentales (IV) doit alors être préférée car elle permet de corriger ces corrélations et de garantir la robustesse des résultats [34].

Les résultats des estimations des modèles statique et dynamique confirment l'effet positif des exonérations sur la rentabilité des entreprises. Celles-ci n'ont donc pas répercuté la totalité de la baisse du coût du travail sur leurs prix de vente. Elles ont au contraire utilisé une partie des exonérations pour accroître leur rentabilité.

Le coefficient estimé du taux d'exonération est positif sur l'ensemble de la distribution conditionnelle de la rentabilité économique. Les entreprises les moins rentables sont cependant celles dont le niveau de rentabilité a

33. Le taux de chômage et le niveau de revenu sont négativement corrélés au niveau local (Levratto, Carré, 2014). Par conséquent, une hausse du taux de chômage entraîne une baisse des revenus, puis du pouvoir d'achat et, *in fine*, de la demande locale.
34. Les résultats détaillés des estimations ont été reportés dans un document annexe disponible sur demande auprès de l'auteur.

été le plus touché par les exonérations. Le coefficient estimé passe ainsi de 0,0621 à 0,0376 en partant du 10e percentile de la distribution de la rentabilité d'exploitation.

Les résultats du modèle dynamique confirment l'hypothèse de la persistance de la rentabilité économique des entreprises au cours du temps et ce, quelle que soit leur taille ou leur secteur d'activité. On retrouve ici les résultats de la littérature empirique sur l'autocorrélation de la rentabilité de la firme (Goddard, Tavakoli, Wilson, 2005 ; Feeny, Harris, Rogers, 2005 ; Chen, Hsu, 2010 ; Nunes, Viveiros, Sarrasqueiro, 2012 ; etc.). Ce résultat peut s'expliquer par le pouvoir de marché dont bénéficie l'entreprise, par sa capacité à s'adapter aux exigences du marché et à leur évolution au cours du temps (Mueller, 1977 ; Geroski, Jacquemin, 1988 ; Gschwandtner, 2005).

L'analyse par classe de taille et secteur d'activité ont permis de mettre en évidence l'existence d'un effet d'échelle et sectoriel sur la relation entre exonérations et rentabilité d'exploitation. Ainsi, les entreprises employant moins de 10 salariés sont celles qui répercutent le moins la réduction du coût du travail sur leurs prix de vente et utilisent donc les exonérations pour accroître leur rentabilité d'exploitation. Ce comportement peut en effet être dû aux nombreuses difficultés auxquelles cette catégorie d'entreprises doit faire face. Ces dernières souffrent non seulement d'un accès coûteux et très limité aux financements externes, mais également d'un accès très difficile aux débouchés. De même, l'estimation du modèle par secteur d'activité a permis de confirmer les précédents résultats. Cependant, les entreprises opérant dans les secteurs de l'hébergement et la restauration et des activités de services et de soutien semblent se détacher des autres par leur très forte sensibilité aux exonérations.

Conclusion

Instaurés en France depuis 1993, les dispositifs d'allègement de cotisations sociales patronales ont fait l'objet de multiples travaux d'évaluation. Ils concluent pour l'essentiel que les exonérations de cotisations sociales sont bénéfiques pour l'emploi et que leur abolition aurait un effet néfaste sur ce dernier. Toutefois, ces travaux fondés sur une approche relevant de l'économie du travail ont fait l'objet de nombre de critiques portant principalement sur l'interprétation des résultats obtenus et la méthodologie adoptée.

Afin de tester la sensibilité des entreprises à la baisse du coût du travail, nous avons opté pour une évaluation différente dérivée de l'économie industrielle. Ce travail se distingue donc des précédents par plusieurs innovations méthodologiques. Tout d'abord, le taux d'exonération, retenu comme mesure de la réduction du coût du travail, est calculé à partir du

montant total des exonérations dont l'entreprise a réellement bénéficié. Ensuite, l'évaluation de l'effet des exonérations est réalisée à partir de modèles empiriques de croissance de l'emploi et de rentabilité de la firme intégrant le taux d'exonération comme variable explicative. La technique d'estimation mobilisée représente également une innovation méthodologique qui ne se limite pas uniquement à la question de l'évaluation des effets des exonérations [35]. Appliquée au modèle de croissance de l'emploi, cette technique permet de rendre compte des effets différenciés du taux d'exonération sur le taux de croissance des entreprises suivant que leurs effectifs croissent, stagnent ou décroissent. De même, elle permet de mesurer l'effet de la réduction du coût du travail sur la rentabilité d'exploitation des entreprises en tout point de la distribution conditionnelle de cet indicateur. Enfin, les modèles sont estimés sur trois niveaux différents : sur l'ensemble de l'échantillon, par classe de taille en début de période et par secteur d'activité. Cette analyse permet non seulement de garantir la robustesse des résultats obtenus, mais également d'identifier un potentiel effet sectoriel et/ou d'échelle sur la relation entre exonérations et variation de l'emploi d'une part, et exonérations et rentabilité de l'autre.

Les résultats des estimations du modèle de croissance de la firme montrent que les exonérations ont un effet positif sur la variation des effectifs salariés. Cependant, cet effet est plus important dans les entreprises qui croissent ou stagnent en termes d'effectif salarié que dans celles qui décroissent. Nous en déduisons que les dispositifs d'allègement contribuent davantage à la création qu'au maintien de l'emploi.

En outre, les dispositifs d'allègement bénéficient davantage aux grandes entreprises et à celles opérant dans les secteurs les moins exposés à la concurrence, qui ne sont pas forcément les plus intensifs en main-d'œuvre non qualifiée (activités de services et de soutien, activités scientifiques et techniques et transports et entreposage) qu'à l'industrie manufacturière dont la part dans l'emploi total a considérablement baissé durant ces deux dernières décennies. Ce résultat confirme celui du rapport annuel du Conseil national de l'industrie (2013) qui insiste sur le fait que le secteur tertiaire profite le plus des dispositifs d'allégement.

Les résultats des estimations du modèle de rentabilité montrent cependant que les exonérations améliorent la rentabilité économique des entreprises. Celles-ci ne répercutent pas totalement la baisse du coût du travail

35. La technique de Canay (2011) a été mobilisée dans quelques travaux portant sur différents thèmes de recherche (Bargain, Kwenda, 2009 ; Campos, Centeno, 2012 ; Matano, Naticchioni, 2012a, 2012b, 2012c ; Edwards, 2012 ; etc.). À notre connaissance, elle a été utilisée pour estimer des modèles de croissance au niveau des firmes pour la première fois par Garsaa, Levratto et Tessier (2013) sur des données trimestrielles d'établissements implantés dans les départements d'Outre-mer entre 2004 et 2011, puis reprise par Garsaa, Levratto et Tessier (2014) sur un échantillon d'entreprises corses et méditerranéennes, par Garsaa et Levratto (2015) sur des données d'établissements industriels français durant la période 2004-2011, et par Bianchini, Pellegrino et Tamagni (2014) sur un échantillon d'entreprises espagnoles.

sur leurs prix de vente. Elles utilisent une partie des exonérations pour accroître leurs marges. La baisse des prix étant un moyen de relancer l'emploi, ce comportement atténue l'effet positif des exonérations sur l'emploi. Toutefois, les entreprises employant moins de dix salariés sont celles qui répercutent le moins la baisse du coût du travail sur leurs prix de vente. Elles utilisent les exonérations comme un moyen pour contourner les difficultés inhérentes à leur petite taille et pour accroître leur efficacité.

Ces résultats inspirent des pistes d'amélioration de l'efficacité des dispositifs d'allègement, généralement appréciée en termes de créations d'emploi.

Leur ciblage sur les secteurs les plus exposés à la concurrence internationale, en particulier sur l'industrie manufacturière, pourrait améliorer considérablement leur efficacité. En effet, comme le rappelle la Cour des comptes (2006:38), « il existe une très forte concentration des exonérations sur certains secteurs dont l'activité est elle-même en forte croissance, relevant pour l'essentiel du secteur tertiaire non soumis à la concurrence internationale ». Le secteur des services est emblématique de cette situation.

La concentration des exonérations sur les plus petites entreprises pourrait également constituer une piste de réflexion en vue d'accroître l'efficacité des mesures d'exonération. Alors que ces entreprises constituent d'importants gisements d'emplois, elles connaissent des handicaps spécifiquement liés à leur petite taille, notamment en termes d'accès aux débouchés et aux financements externes. La baisse du coût du travail dont elles bénéficieraient à titre exclusif, voire principal, permettrait de rétablir une forme d'égalité d'accès aux différents marchés et, ainsi, de réduire les distorsions de concurrence liées à la taille.

Enfin, l'insuffisante compétitivité d'une partie des entreprises ne peut pas être corrigée par le recours exclusif à des mesures de réduction du coût du travail. Elle passe également par un meilleur positionnement sur le marché, notamment international. Le développement d'incitations en faveur de l'innovation et de la formation peut constituer un complément, peut-être même un substitut à l'allègement du coût du travail. En effet, sur des marchés où la concurrence porte moins sur les prix que sur la qualité des produits, une réduction des coûts ne suffit pas à garantir un élargissement des parts de marché. La montée en gamme doit alors être favorisée pour permettre aux entreprises de mieux affronter la concurrence internationale.

Références bibliographiques

Alibay N., Hagneré C. (2011), « L'emploi dans les Dom entre 1997 et 2007 », *DARES Analyses*, n° 7, janvier.

Artus P. (2011), « Concentrer les aides publiques sur le secteur exposé », *Flash Économie Natixis*, n° 606, août.

Aslan A. (2008), « Testing Gibrat's Law: Empirical Evidence from Panel Unit Root Tests of Turkish Firms », *International Research Journal of Finance and Economics,* n° 16, June, p. 137-142.

Aubier M., Cherbonnier F. (2007), « L'accès des entreprises au crédit bancaire », *Économie et Prévision,* n° 177, p. 121-128.

Audretsch D.B., Dohse D. (2007), « Location: A Neglected Determinant of Firm Growth », *Review of World Economics,* vol. 143, n° 1, p. 79-107.

Audretsch D.B., Klomp L., Santarelli E., Thurik A.R. (2004), « Gibrat's Law: Are the services Different? », *Review of Industrial Organization*, vol. 24, n° 3, p. 301-324.

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

Baldwin J.R. (1998), « Were Small Producers the Engines of Growth in the Canadian Manufacturing Sector in the 1980s? », *Small Business Economics*, vol. 10, n° 4, p. 349-364.

Bardes B. (2006), « Délais de paiement et solde du crédit interentreprises de 1990 à 2004 », *Bulletin de la Banque de France*, n° 145, janvier, p. 47-56.

Bargain O., Kwenda P. (2009), « The Informal Sector Wage Gap: New Evidence Using Quantile Estimations on Panel Data », *Discussion Paper*, n° 4286, IZA.

Baudin N., Legendre F., L'Horty Y. (2009), « Les baisses de cotisations sociales ultramarines : une évaluation *ex ante* à l'aide d'une maquette *ad hoc* », *Rapport de recherche*, n° 54, CEE.

Baum C., Schäfer D., Talavera O. (2006). « The Effects of Short-term Liabilities on Profitability: The Case of Germany », *DIW Discussion Paper*, n° 635, August 15.

Becchetti L., Trovato G. (2002), « The Determinants of Growth for Small and Medium Sized Firms. The Role of the Availability of External Finance », *Small Business Economics,* vol. 19, n° 4, p. 291-306.

Bentzen J., Madsen E.S., Smith V. (2006), « The Growth Opportunities for SMC? », *Journal of Business Economics and Management*, vol. 7, n° 3, p. 139-145.

Bentzen J., Madsen E.S., Smith V. (2012), « Do Firms' Growth Rates Depend on Firm Size? », *Small Business Economics,* vol. 39, n° 4, p. 937-947.

Bianchini S., Pellegrino G., Tamagni F. (2014), *Innovation Strategies and Firm Growth: New Longitudinal Evidence from Spanish Firms*, Technical Report, Laboratory of Economics and Management, Sant'Anna School of Advanced Studies, September.

Bottazzi G., Secchi A. (2003a), « Common Properties and Sectoral Specificities in the Dynamics of US Manufacturing Companies », *Review of Industrial Organization*, vol. 23, n° 3-4, p. 217-232.

Bottazzi G., Secchi A. (2003b), « A Stochastic Model of Firm Growth », *Physica A,* n° 324, p. 213-219.

Bottazzi G., Secchi A. (2003c), « Why Are Distributions of Firm Growth Rates Tent-shaped? », *Economics Letters,* vol. 80, n° 3, p. 415-420.

Bottazzi G., Coad A., Jacoby N., Secchi A. (2011), « Corporate Growth and Industrial Dynamics: Evidence from French Manufacturing », *Applied Economics*, vol. 43, n° 1, p. 103-116.

Bottazzi G., Dosi G., Lippi M., Pamolli M.R., Riccaboni M. (2001), « Innovation and Corporate Growth in the Evolution of the Drug Industry », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 19, n° 7, p. 1161-1187.

Buldyrev S.V., Growiec J., Pammolli F., Riccaboni M., Stanley H.E. (2007), « The Growth of Business Firms: Facts and Theory », *Journal of the European Economic Association*, vol. 5, n° 2-3, p. 574-584.

Bunel M., Gilles F., L'Horty Y. (2009), « Les effets des allégements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires : une évaluation de la réforme de 2003 », *Économie et Statistique*, n° 429-430, p. 77-105.

Bunel M., L'Horty Y. (2012), « The Effects of Reduced Social Security Contributions on Employment: An Evaluation of the 2003 French Reform », *Fiscal Studies*, vol. 33, n° 3, September, p. 371-398.

Cable J.R., Gschwandtner A. (2008), « On Modelling the Persistence of Profits in the Long Run: A Test of the Standard Model for 156 US Companies, 1950-1999 », *International Journal of the Economics of Business*, vol. 15, n° 2, p. 245-263.

Cahuc P. (2003), « Baisser les charges sociales, jusqu'où et comment ? », *Revue française d'économie,* vol. 17, n° 3, p. 3-54.

Calmfors L. (1994), « Politiques actives du marché du travail et chômage. Cadre d'analyse des aspects cruciaux de la conception des mesures », *Revue économique de l'OCDE*, n° 22, p. 8-51.

Campos M.M., Centeno M. (2012), « Public-private Wage Gaps in the Period Prior to the Adoption of the Euro: An Application Based on Longitudinal Data », *Working papers*, n° 1, Banco de Portugal, January.

Canay I.A. (2011), « A Simple Approach to Quantile Regression for Panel Data », *Econometrics Journal*, vol. 14, n° 3, p. 368-386.

Chai F., Nguyen D.B. (2011), « Le coût du crédit aux entreprises selon leur catégorie », *Bulletin de la Banque de France*, n° 185, p. 31-45.

Chen H., Hsu C.-W. (2010), « Internationalization, Resource Allocation and Firm Performance », *Industrial Marketing Management*, vol. 39, n° 7, p. 1103-1110.

Coad A. (2007), « A Closer Look at Serial Growth Rate Correlation », *Review of Industrial Organization*, vol. 31, n° 1, p. 69-82.

Coad A., Hölzl W. (2009), « On the Autocorrelation of Growth Rates Evidence for Micro, Small and Large Firms from the Austrian Service Industries, 1975-2004 », *Journal of Industry, Competition and Trade*, vol. 9, n° 2, p. 139-166.

Coad A., Rao R. (2008), « Innovation and Firm Growth in High-tech Sectors: A Quantile Regression Approach », *Research Policy*, vol. 37, n° 4, p. 633-648.

Coad A., Rao R. (2010), « Firm Growth and R&D Expenditure », *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 19, n° 2, p. 127-145.

Colombelli A., Krafft J., Quatraro F. (2014), « High-growth Firms and Technological Knowledge: Do Gazelles Follow Exploration or Exploitation Strategies? », *Industrial and Corporate Change*, vol. 23, n° 1, p. 261-291.

Conseil national de l'industrie (2013), *Rapport annuel du Conseil national de l'industrie 2013*.

Cour des Comptes (2006), « Les exonérations de charges sociales en faveur des peu qualifiés », Paris, octobre.

Crépon B., Desplatz R. (2001), « Une nouvelle évaluation des effets des allégements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n° 348, p. 3-24.

Das S. (1995), « Size, Age and Firm Growth in an Infant Industry: The Computer Hardware Industry in India », *International Journal of Industrial Organization*, n° 13, p. 111-126.

Demmou L. (2010), « Le recul de l'emploi industriel en France entre 1980 et 2007. Ampleur et principaux déterminants : un état des lieux », *Économie et Statistique*, n° 438-440, p. 273-296.

Dietsch M., Mahieux X. (2014), « Comprendre le déficit de financement des PME pour stimuler leur croissance », *Revue d'économie financière*, n° 114, p. 17-30.

Doisy S., Duchêne S., Gianella C. (2004), « Un modèle d'appariement avec hétérogénéité du facteur travail : un nouvel outil d'évaluation des politiques économiques », *Économie et Prévision*, n° 162, p. 1-22.

Draca M., Machin S., Van Reenen J.M. (2011), « Minimum Wages and Firm Profitability », *American Economic Journal: Applied Economics*, n° 3, p. 129-151.

Edwards F. (2012), « Early to Rise? The Effect of Daily Start Times on Academic Performance », *Economics of Education Review*, n° 31, p. 970-983.

Evans D.S. (1987a), « The Relationship between Firm Growth, Size and Age: Estimates for 100 Manufacturing Industries », *Journal of Industrial Economics*, vol. 35, n° 4, p. 567-581.

Evans D.S. (1987b), « Tests of Alternative Theories of Firm Growth », *The Journal of Political Economy*, vol. 95, n° 4, p. 657-674.

Fagiolo G., Luzzi A. (2006), « Do Liquidity Constraints Matter in Explaining Firm Size and Growth? Some Evidence from the Italian Manufacturing Industry », *Industrial and Corporate Change*, vol. 15, n° 1, p. 1-39.

Feeny S., Harris M.N., Rogers M. (2005), « A Dynamic Panel Analysis of the Profitability of Australian Tax Entities », *Empirical Economics*, n° 30, p. 209-233.

Fingleton B., Igliori C.D., Moore B. (2004), « Employment Growth of Small High-technology Firms and the Role of Horizontal Clustering: Evidence from Computing Services and R&D in Great Britain, 1991-2000 », *Urban Studies*, vol. 41, n° 4, p. 773-799.

Gallois L. (2012), *Pacte pour la compétitivité de l'industrie française*, Rapport au Premier ministre, novembre.

Galvao A. (2011), « Quantile Regression for Dynamic Panel Data with Fixed Effects », *Journal of Econometrics*, vol. 164, n° 1, p. 142-157.

Garsaa A. (2014), *Impact des allègements de cotisations sociales patronales sur la croissance des entreprises et des établissements*, Recherche effectuée dans le cadre d'une convention conclue entre l'IRES et la CFE-CGC.

Garsaa A., Levratto N. (2015), « Do Labor Tax Rebates Facilitate Firm Growth? An Empirical Study on French Establishments in the Manufacturing Industry, 2004-2011 », *Small Business Economics*, vol. 45, n° 3, p. 613-641.

Garsaa A., Levratto N. (2016), « Does the Employment Growth Rate Depend on Local Context? An Analysis of French Industrial Establishments over the 2004-2010 Period », *Revue d'économie industrielle*, n° 153, à paraître.

Garsaa A., Levratto N., Tessier L. (2013), « To What Extent Do Exemptions from Social Security Contributions Affect Firm Growth? New Evidence Using Quantile Estimations on Panel Data », *Working Paper EconomiX*, n° 2013-15, juin.

Garsaa A., Levratto N., Tessier L. (2014), « La Corse est-elle soluble dans le modèle méditerranéen ? Une analyse à partir d'une régression quantile sur données d'entreprises en panel entre 2004 et 2010 », *Revue d'économie régionale et urbaine*, n° 4, p. 677-718.

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

Geroski P.A. (1995), « What Do We Know About Entry? », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 13, n° 4, p. 421-440.

Geroski P.A., Jacquemin A. (1988), « The Persistence of Profits: A European Comparaison », *The Economic Journal*, n° 98, p. 375-389.

Gibrat R. (1931), *Les inégalités économiques*, Paris, Sirey.

Goddard J., Tavakoli M., Wilson J.O. (2005), « Determinants of Profitability in European Manufacturing and Services: Evidence from a Dynamic Panel Model », *Applied Financial Economics*, vol. 15, n° 18, p. 1269-1282.

Gschwandtner A. (2005), « Profit Persistence in the "Very" Long Run: Evidence from Survivors and Exiters », *Applied Economics*, vol. 37, n° 7, p. 793-806.

Hall B.H. (1987), « The Relationship between Firm Size and Firm Growth in the US Manufacturing Sector », *Journal of Industrial Economics*, vol. 35, n° 4, June, p. 583-606.

Hamermesh D.S. (1986), « The Demand for Labor in the Long Run », *in* Ashenfelter O.C., Layard R. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, p. 429-471, Amsterdam, Elsevier.

Harding M., Lamarche C. (2009), « A Quantile Regression Approach for Estimating Panel Data Models Using Instrumental Variables », *Economics Letters*, n° 104, p. 133-135.

Heyer E., Plane M. (2012), « Impact des allégements de cotisations patronales des bas salaires sur l'emploi. L'apport des modèles macroéconomiques », *Revue de l'OFCE*, n° 126, p. 123-140.

Hirsch S., Gschwandtner A. (2013), « Profit Persistence in the Food Industry: Evidence from Five European Countries », *European Review of Agricultural Economics*, vol. 40, n° 5, p. 741-759.

Hoogstra G.J., Van Dijk J. (2004), « Explaining Firm Employment Growth: Does Location Matter? », *Small Business Economics*, n° 22, p. 179-192.

Husson M. (2014), « Les cotisations sont une "charge", mais pas les dividendes ? », *note hussonet*, n° 72, 3 mars.

Kebewar M., Shah S.M. (2012), « The Effect of Debt on Corporate Profitability: Evidence from French Service Sector », *Working Paper*, n° 73556, ZBW.

Koenker R. (2004), « Quantile Regression for Longitudinal Data », *Jounal of Multivarite Analysis*, vol. 91, n° 1, October, p. 74-89.

Koenker R., Bassett G. (1978), « Regression Quantiles », *Econometrica*, vol. 46, n° 1, January, p. 33-50.

Koski H., Pajarinen M. (2012), « Do Business Subsidies Facilitate Employment Growth? », *DRUID Working Paper*, n° 12-02.

Kremp É., Piot C. (2014), « Le ralentissement du crédit bancaire aux PME en France », *Revue d'économie financière*, n° 114, p. 91-103.

Kubrak C. (2013), « Concentration et spécialisation des activités économiques : des outils pour analyser les tissus productifs locaux », *Document de travail Insee*, E 213-1, mars.

Lacroix G. (2001), « Baisse de charges sur les bas salaires et créations d'emplois », *Économie et Statistique*, n° 348, p. 32-34.

Laffargue J.-P. (1996), « Fiscalité, charges sociales, qualifications et emploi », *Économie et Prévision*, n° 125, p. 87-105.

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

Leitao J., Serrasqueiro Z., Nunes P.M. (2010), « Testing Gibrat's Law for Listed Portuguese Companies: A Quantile Approach », *International Research Journal of Finance and Economics*, n° 37, p. 147-158.

Levratto N., Carré D. (2014), « Regional Dynamics and Firm Start-ups: Evidence from French Departments in 2011 », *Document de travail EconomiX*, n° 2014-45.

L'Horty Y. (2001), « Baisse des cotisations sociales sur les bas salaires : une réévaluation », *Économie et Statistique*, n° 348, p. 8-25.

Liu J.-T., Tsou M.-W., Hammitt J.K. (1999), « Do Small Plants Grow Faster? Evidence from Taiwan Electronics Industry », *Economics Letters*, n° 65, p. 121-129.

Lotti F., Santarelli E., Vivarelli M. (2003), « Does Gibrat's Law Hold Among Young, Small Firms? », *Journal of Evolutionary Economics*, vol. 13, n° 3, p. 213-235.

Malinvaud E. (1998), *Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique*, Conseil d'analyse économique, Paris, La Documentation française.

Mansion Y., Demartini A., Mekious S. (2007), « Les PME et l'accès aux marchés de capitaux en France : un état des lieux », *Bulletin de la Banque de France*, n° 165, septembre, p. 95-103.

Magolis D. (2008), « L'impact de réformes Fillon sur l'emploi ».

Matano A., Naticchioni P. (2012a), « The Extent of Rent Sharing along the Wage Distribution ».

Matano A., Naticchioni P. (2012b), « Wage Distribution and the Spatial Sorting of Workers », *Journal of Economic Geography*, n° 12, p. 379-408.

Matano A., Naticchioni P. (2012c), « What Drives the Urban Wage Premium? Evidence Along the Wage Distribution », *Working Paper 2012/03*, Research Institute of Applied Economics, Regional Qualitative Analysis Research Group.

Mcmillan D.G., Wohar M.E. (2011), « Profit Persistence Revisited: The Case of the UK », *The Manchester School*, vol. 79, n° 3, p. 510-527, June.

Mueller D.C. (1977), « The Persistence of Profits above the Norm », *Economica*, vol. 44, n° 176, p. 369-380.

Navaretti G.B., Castellani D., Pieri F. (2014), « Age and Firm Growth: Evidence from Three European Countries », *Small Business Economics*, vol. 43, n° 4, p. 823-837.

Nunes P.M., Serrasqueiro Z.S., Leitao J. (2010), « Are There Nonlinear Relationships Between the Profitability of Portuguese Service SME and its Specific Determinants? », *The Service Industries Journal*, vol. 30, n° 8, p. 1313-1341.

Nunes P.M., Viveiros A., Serrasqueiro Z. (2012), « Are the Determinants of Young SME Profitability Different? Emipirical Evidence Using Dynamic Estimators », *Journal of Business Economics and Management*, vol. 13, n° 3, p. 443-470.

OCDE (1999), *La mise en oeuvre de la stratégie de l'OCDE pour l'emploi*, Paris, Éditions de l'OCDE.

Oliveira B., Fortunato A. (2006a), « Firm Growth and Liquidity Constraints: A Dynamic Analysis », *Small Business Economics*, n° 27, p. 139-156.

Oliveira B., Fortunato A. (2006b), « Testing Gibrat's Law: Empirical Evidence from Panel of Portuguese Manufacturing Firms », *International Journal of the Economics of Business*, vol. 13, n° 1, p. 65-81.

Paul S.Y., Devi S.S., Teh C.G. (2012), « Impact of Late Payment on Firms' Profitability: Empirical Evidence from Malaysia », *Pacific-Basin Finance Journal*, n° 20, p. 777-792.

Pervan M., Mlikota M. (2013), « What Determines the Profitability of Companies: Case of Croatian Food and Beverage Industry », *Ekonomska Istrazivanja Economic Research*, n° 26, p. 277-286.

Picart C. (2008), « Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques ? », *Document de travail Insee*, G 2008/01, février.

Prévot C. (2010), « En 2009, les exonérations diminuent sous l'effet de la crise économique », *Acoss Stat*, n° 118, décembre.

Salanié B. (2000), « Une maquette analytique de long terme du marché du travail », *Économie et Prévision*, n° 146, p. 1-13.

Serrasqueiro Z.S., Nunes P.M. (2008), « Performance and Size: Empirical Evidence from Portuguese SMEs », *Small Business Economics*, n° 31, p. 195-217.

Stanley M.H.R., Amaral L.A.N., Buldyrev S.V., Havlin S., Leschhorn H., Maass P., Salinger M.A., Stanley H.E. (1996), « Scaling Behaviour in the Growth of Companies », *Nature*, n° 379, p. 804-806.

Steinherr A., Van Haeperen B. (1983), « Approche pragmatique pour une politique de plein emploi : les subventions à la création d'emplois », *Economic Papers*, n° 22, Commission of the European Communities.

Sterdyniak H. (2000), « Économétrie de la misère, misère de l'économétrie. Fiche de lecture sur *Une décomposition du non-emploi en France* », *Revue de l'OFCE*, n° 75, p. 229-314.

Sterdyniak H. (2002), « Une arme miracle contre le chômage ? Fiche de lecture sur *Une évaluation des effets des allégements de charges sociales sur les bas salaires* », *Revue de l'OFCE*, n° 81, p. 301-315.

Tonts M., Plummer P., Taylor M. (2012), « Power, Enterprise and Employment Growth in Australian Small-and medium-sized Manufacturing Firms », *Journal of Economic Geography*, n° 12, p. 1239-1266.

Wagner J. (1992), « Firm Size, Firm Growth, and Persistence of Chance: Testing Gibrat's Law with Establishment Data from Lower Saxony, 1978-1989 », *Small Business Economics*, n° 4, p. 125-131.

Wook Joh S. (2003), « Corporate Governance and Firm Profitability: Evidence from Korea Before the Economic Crisis », *Journal of Financial Economics*, n° 68, p. 287-322.

Yazdanfar D. (2012), « The Impact of Financing Pattern on Firm Growth: Evidence from Swedish Micro Firms », *International Business Research*, vol. 5, n° 9, p. 16-25.

Annexe 1.
La méthode des régressions quantiles sur données de panel (Canay, 2011)

L'utilisation de la méthode des régressions quantiles (QR), introduite par Koenker et Bassett en 1978 pour estimer les modèles de croissance de la firme, est devenue de plus en plus fréquente ces dernières années (Lotti, Santarelli, Vivarelli, 2003 ; Bentzen, Madsen, Smith, 2006, 2012 ; Coad, 2007 ; Coad, Rao, 2008, 2010 ; Coad, Hölzl, 2009 ; Leitao, Serrasqueiro, Nunes, 2010 ; Navaretti, Castellani, Pieri, 2014).

Le recours à cette technique pour compléter ou remplacer les méthodes traditionnelles d'estimation telles que les moindres carrés ordinaires (MCO) est motivé par deux raisons (Coad, Rao, 2008). La première est que l'hypothèse de normalité des erreurs qui représente l'un des fondements de la méthode des MCO n'est pas vérifiée quand la distribution de la variable expliquée présente des points extrêmes. Dans ce cas, l'estimateur MCO est biaisé. Insensibles à la présence des points extrêmes, les QR représentent une alternative permettant de garantir la robustesse des résultats et d'étudier les comportements des firmes à fort potentiel de croissance, habituellement considérées comme des observations atypiques et éliminées. La seconde raison est que les QR donnent une image plus complète de la relation entre les facteurs déterminants de la croissance et le taux de croissance de l'entreprise. Contrairement à la méthode des MCO, qui estime l'effet moyen des variables explicatives sur la variable dépendante, les QR permettent d'identifier leur effet marginal en tout point de la distribution conditionnelle de la variable expliquée (Coad, Holzl, 2009).

Cependant, la méthode des QR est inefficace sur les données de panel en cas de corrélation entre les effets fixes individuels μ_i et les variables explicatives du modèle estimé. Dans ce cas, les résultats sont faussés par la présence d'un biais d'endogénéité. La méthode des régressions quantiles sur données de panel développée par Canay (2011) permet de corriger ce biais. Elle consiste à estimer par QR simples (Koenker, Bassett, 1978) un modèle donné en replaçant la variable dépendante initiale par une variable dite transformée, calculée en déduisant les effets fixes individuels de la variable dépendante initiale [36]. La technique proposée par Canay (2011) permet donc d'identifier l'effet marginal des variables explicatives du modèle

36. Koenker (2004) est le premier à avoir couplé les régressions quantiles aux données de panel. Depuis, la méthode a été enrichie à plusieurs reprises, notamment par Harding et Lamarche (2009) et Galvao (2011) sur les variables instrumentales, etc.

en tout point de la distribution conditionnelle de la variable expliquée, tout en contrôlant le biais d'endogénéité [37].

Appliquée aux modèles étudiés, elle permet de rendre compte des effets différenciés du taux d'exonération sur le taux de croissance et la rentabilité des entreprises en tout point de leur distribution conditionnelle [38].

En partant de la spécification suivante :

$$Y_{it} = X'_{it}\theta_{\mu} + \alpha_i + u_{it}$$

Avec $E(u_{it} / X_i, \alpha_i) = 0$, $i = 1, \ldots, N$ l'indice des individus, $t = 1, T$ l'indice des périodes, X_{it} le vecteur des variables explicatives, θ_{μ} le vecteur des coefficients, α_i les effets fixes individuels, et u_{it} le terme d'erreur combiné, Canay (2011) a développé l'estimateur 2-STEP (ou « Two-step estimator ») en procédant en deux étapes comme suit :

Étape 1 : il s'agit d'estimer le modèle initial par effets fixes et de déduire les effets fixes individuels $\hat{\alpha}_i \equiv E_T[Y_{it} - X'_{it}\hat{\theta}_{\mu}]$ avec $E_T(.) = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(.)$ et θ_{μ} et θ_{μ} l'estimateur « Within » de θ_{μ}.

Étape 2 : elle consiste à estimer les paramètres du modèle final selon le programme d'optimisation suivant :

$$\hat{\theta}(\tau) \equiv \underset{\theta \in \Theta}{\operatorname{argmin}} E_{nT}[(\rho_{\tau}(\hat{Y}_{it} - X'_{it}\theta)]$$

Avec, $\hat{Y}_{it} \equiv Y_{it} - \hat{\alpha}_i$, la variable dépendante transformée (purgée des effets fixes).

Selon Canay (2011), l'estimateur 2-STEP est robuste et asymptotiquement normal quand N et T tendent vers l'infini.

Il n'existe pas de commande directe sur les logiciels économétriques couramment utilisés (STATA et SAS) pour mettre en place l'estimateur 2-STEP. Un programme a été spécialement développé sous le logiciel STATA 12.1 [39].

37. Il convient de souligner les deux principales limites de la méthode des QR sur données de panel : i) Canay (2011) suppose que les effets fixes affectent de la même manière l'ensemble des quantiles de la distribution de la variable expliquée. Ceci conduit à tenir compte des seuls effets fixes individuels invariables le long de la distribution ; ii) elle ne permet pas de contrôler le biais d'endogénéité dû à la corrélation entre le terme d'erreur combiné (ε_{it}) et l'une des variables explicatives du modèle.
38. L'estimateur 2-STEP présente l'avantage d'être beaucoup moins coûteux en termes de temps de calcul que les autres estimateurs de QR sur données de panel (Koenker, 2004).
39. Le programme est disponible sur demande auprès de l'auteur.

Annexe 2.
Structure du panel par secteur d'activité en 2004 et 2011

Secteur (Naf *, Rév. 2, 2008)	Nombre d'entreprises		Effectif moyen			
	2004-2011		2004		2011	
	%	Individus	%	Individus	%	Individus
Industries extractives	0,3	324	0,3	9180	0,3	8739
Industrie manufacturière	15,2	17550	26,3	691584	23,4	686000
Électricité gaz vapeur air conditionné	0,1	118	0,8	20832	0,7	20192
Production et distribution d'eau	0,6	646	1,2	32183	1,3	38766
Construction	19,5	22542	12,5	328950	13,2	387253
Commerce réparation d'automobiles	30,0	34696	22,9	602782	21,8	637022
Transports et entreposage	4,5	5205	6,4	169092	6,6	192707
Hébergement et restauration	7,0	8097	3,9	103786	4,2	122164
Information et communication	2,5	2880	4,8	126435	5,7	165713
Activités immobilières	2,4	2811	0,7	18946	0,8	22349
Activités scientifiques et techniques	8,9	10283	8,6	225334	8,8	257921
Activités de services et de soutien	2,5	2882	6,5	172159	7,9	231239
Enseignement	1,0	1168	0,4	10958	0,5	13365
Santé humaine et action sociale	1,8	2086	2,7	71852	3,2	92655
Arts, spectacles activités récréatives	0,8	875	0,9	22886	0,8	22951
Autres activités de services	3,0	3502	1,0	25226	0,9	26415
Total	100,0	115665	100,0	2632192	100,0	2925460

* Nomenclature d'activités française. Les intitulés des secteurs sont ceux de la Naf, Rév. 2. Disponible sur : http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=nomenclatures/naf2008/naf2008.htm (consulté le 9 octobre 2015).

Annexe 3.
Définitions et sources des variables du modèle

Variable	Définition	Source
Variable expliquée		
Growth	Taux de croissance annuel de l'effectif moyen des entreprises entre t et t-1	Acoss-Urssaf
Rent	Rentabilité économique (ou Return on Capital Employed, ROCE) = Résultat d'exploitation/Total du bilan	Diane
Variable explicatives		
Déterminants structurels et stratégiques de la croissance des firmes (variables de contrôle)		
lnEff	Le logarithme de l'effectif moyen	Acoss-Urssaf
lnEff_1	Le logarithme de l'effectif moyen retardé d'une période	Acoss-Urssaf
lnAge	Le logarithme de l'âge de l'entreprise	Diane
Rent	Rentabilité économique (ou Return on Capital Employed, ROCE) = Résultat d'exploitation/Total du bilan	Diane
RentFin_1	Rentabilité financière (rentabilité des capitaux propres ou Return on Equity, ROE) retardée = Résultat net en t-1/Capitaux propres en t-1	Diane
Dettes	Dettes auprès des établissements de crédit/Total du bilan	Diane
SubvExp	Subventions d'exploitation/Chiffre d'affaires	Diane
CIE	Crédit interentreprises = ((Créances clients - Dettes fournisseurs)/CA)	Diane
Export	Chiffre d'affaires à l'export/Chiffre d'affaires total	Diane
Auto	Ratio d'autonomie financière = Capitaux propres/Total du bilan	Diane
Variable d'intérêt		
Txexo [1]	Taux d'exonération apparent = Montant des exonérations/Masse salariale de l'entreprise [2]	Acoss-Urssaf
Déterminants locaux de la croissance des firmes (variables de contrôle)		
C5	Concentration géographique = la somme des effectifs moyens des cinq plus grands établissements de la ZE/la somme totale [3] des effectifs moyens de la ZE	Acoss-Urssaf-REE
Txch [4]	Taux de chômage (en moyenne annuelle) par ZE	Insee
Indus	Part de l'emploi dans l'industrie = (Emploi dans l'industrie [5] dans une ZE/Emploi total [6] de la ZE)	Acoss-Urssaf-REE

1. « En l'absence de données sur les distributions de salaires, le rapport entre le montant des cotisations exonérées et la masse salariale, communément appelé taux d'exonération apparent, fournit un indicateur du "degré" d'allégement du coût du travail dont bénéficie une entreprise. Ce taux d'exonération tient compte de l'ensemble des dispositifs d'allégements de cotisations, spécifiques ou non » (Alibay, Hagneré, 2011:5).
2. Il s'agit de l'assiette salariale déplafonnée. Selon l'Acoss, « L'assiette salariale totale ou assiette déplafonnée désigne l'ensemble des rémunérations sur lesquelles repose le calcul des cotisations des assurances sociales, des accidents de travail et des allocations familiales, c'est-à-dire le salaire de base auquel s'ajoutent des compléments légaux, conventionnels ou attribués à l'initiative de l'employeur, sous forme de commissions, de primes, de rémunération des heures supplémentaires, de gratifications et d'avantages en nature… L'assiette déplafonnée se distingue de l'assiette "contribution sociale généralisée" (CSG) sur les revenus d'activité, qui comprend également les sommes allouées au titre de l'intéressement et de la participation, et de l'assiette CSG sur les revenus de remplacement, qui intègre certaines indemnités n'entrant pas dans l'assiette déplafonnée, notamment les indemnités de chômage partiel » (Acosstat, *Bilan* n° 152, juin 2012, p. 8).
3. Secteur marchand non agricole (champ privé).
4. Voir http://www.insee.fr/fr/themes/detail.asp?reg_id=99&ref_id=chomage-zone-2010 pour une description plus détaillée de cette variable.
5. Au sens large (Industries extractives (section B), Industrie manufacturière (section C), et Électricité gaz vapeur air conditionné (section D), et Production et distribution d'eau (section E)).
6. Hors administrations publiques.

Annexe 4.
Statistiques descriptives des variables des modèles

	Moyenne	Écart-type	p10	p25	p50	p75	p90
Growth	0,010	0,214	-0,187	-0,064	0,000	0,087	0,223
Growth *	0,010	0,543	-0,673	-0,291	0,040	0,364	0,672
Rent *	0,097	0,124	-0,042	0,024	0,095	0,169	0,242
Rent	0,097	0,142	-0,024	0,024	0,078	0,156	0,257
lnEff_1	1,939	1,207	0,560	1,099	1,833	2,584	3,519
lnEff	1,940	1,211	0,560	1,099	1,833	2,603	3,526
lnAge	2,632	0,735	1,792	2,197	2,708	3,091	3,526
RentFin_1	0,168	0,783	-0,036	0,055	0,166	0,324	0,541
Dettes	0,068	0,119	0,000	0,000	0,000	0,091	0,231
SubvExp	0,003	0,018	0,000	0,000	0,000	0,000	0,006
CIE	0,049	0,136	-0,083	-0,034	0,029	0,121	0,213
Auto	0,428	0,206	0,158	0,269	0,418	0,576	0,712
Export	0,034	0,135	0,000	0,000	0,000	0,000	0,043
Txexo	0,095	0,073	0,008	0,035	0,081	0,142	0,200
C5	0,072	0,044	0,034	0,042	0,059	0,082	0,128
Txch	0,086	0,019	0,064	0,074	0,084	0,096	0,112
Indus	0,188	0,083	0,083	0,124	0,178	0,234	0,298

* Growth et Rent sont les variables transformées utilisées pour estimer les coefficients des modèles de régression quantile sur les données en panel.

Annexe 5.
Matrice de corrélation relative au modèle de croissance des entreprises

	Growth	Growth*	lnEff_1	lnAge	Rent	Rent-Fin_1	Dettes	Subv-Exp	CIE	Auto	Txexo	C5	Txch	Indus
Growth	1,000													
Growth *	0,329 ***	1,000												
lnEff_1	-0,069 ***	-0,942 ***	1,000											
lnAge	-0,102 ***	-0,284 ***	0,321 ***	1,000										
Rent	0,079 ***	0,034 ***	-0,028 ***	-0,138 ***	1,000									
RentFin_1	0,055 ***	0,022 ***	-0,008 ***	-0,066 ***	0,163 ***	1,000								
Dettes	0,024 ***	-0,076 ***	0,111 ***	-0,060 ***	-0,085 ***	-0,012 ***	1,000							
SubvExp	0,013 ***	-0,014 ***	0,025 ***	-0,021 ***	-0,025 ***	-0,005 ***	0,014 ***	1,000						
CIE	0,019 ***	-0,084 ***	0,084 ***	0,016 ***	0,065 ***	0,008 ***	-0,081 ***	-0,022 ***	1,000					
Auto	-0,058 ***	0,073 ***	-0,154 ***	0,161 ***	0,215 ***	0,029 ***	-0,300 ***	-0,020 ***	0,133 ***	1,000				
Txexo	0,016 ***	0,205 ***	-0,185 ***	-0,156 ***	0,002	0,011 ***	0,069 ***	0,052 ***	-0,187 ***	-0,047 ***	1,000			
C5	-0,004 **	0,014 ***	0,007 ***	-0,016 ***	-0,016 ***	-0,004 ***	0,052 ***	-0,002 *	-0,023 ***	-0,010 ***	0,097 ***	1,000		
Txch	-0,017 ***	-0,025 ***	-0,013 ***	0,015 ***	-0,011 ***	-0,012 ***	-0,054 ***	0,007 ***	-0,004 ***	0,039 ***	0,020 ***	-0,017 ***	1,000	
Indus	0,004 ***	0,034 ***	0,022 ***	-0,029 ***	-0,018 ***	0,000	0,095 ***	-0,005 ***	-0,009 ***	-0,044 ***	0,122 ***	0,548 ***	-0,146 ***	1,000

***, **, et * désignent respectivement un niveau de significativité de 1 %, 5 % et 10 %.
Growth * est la variable transformée utilisée pour estimer les coefficients des modèles de régression quantile sur les données en panel.

Annexe 6.
Matrice de corrélation relative au modèle de rentabilité des entreprises

	Rent *	Rent	Rent_1	lnEff	lnAge	Dettes	Subv-Exp	CIE	Auto	Export	Txexo	C5	Txch	Indus
Rent *	1,000													
Rent	0,639 ***	1,000												
Rent_1	0,189 ***	0,606 ***	1,000											
lnEff	-0,058 ***	-0,026 ***	-0,017 ***	1,000										
lnAge	-0,308 ***	-0,138 ***	-0,139 ***	0,308 ***	1,000									
Dettes	-0,107 ***	-0,085 ***	-0,071 ***	0,109 ***	-0,060 ***	1,000								
Subv-Exp	-0,006 ***	-0,025 ***	-0,024 ***	0,025 ***	-0,021 ***	0,014 ***	1,000							
CIE	0,122 ***	0,065 ***	0,055 ***	0,086 ***	0,016 ***	-0,081 ***	-0,022 ***	1,000						
Auto	0,404 ***	0,215 ***	0,207 ***	-0,151 ***	0,161 ***	-0,300 ***	-0,020 ***	0,133 ***	1,000					
Export	-0,003 **	-0,009 ***	-0,012 ***	0,111 ***	0,066 ***	-0,027 ***	-0,003 **	0,033 ***	0,019 ***	1,000				
Txexo	0,070 ***	0,002	0,006 ***	-0,175 ***	-0,156 ***	0,069 ***	0,052 ***	-0,187 ***	-0,047 ***	-0,149 ***	1,000			
C5	0,168 ***	-0,016 ***	-0,017 ***	0,007 ***	-0,016 ***	0,052 ***	-0,002 *	-0,023 ***	-0,010 ***	-0,029 ***	0,097 ***	1,000		
Txch	-0,133 ***	-0,011 ***	-0,014 ***	-0,015 ***	0,015 ***	-0,054 ***	0,007 ***	-0,004 ***	0,039 ***	0,007 ***	0,020 ***	-0,017 ***	1,000	
Indus	0,334 ***	-0,018 ***	-0,020 ***	0,022 ***	-0,029 ***	0,095 ***	-0,005 ***	-0,009 ***	-0,044 ***	-0,035 ***	0,122 ***	0,548 ***	-0,146 ***	1,000

***, **, et * désignent respectivement un niveau de significativité de 1 %, 5 % et 10 %. Rent * est la variable transformée utilisée pour estimer les coefficients des modèles de régression quantile sur les données en panel.