



HAL
open science

Exportations et exonérations, les deux vont-elles de pair ? Analyse empirique sur données individuelles d'entreprises françaises

Aziza Garsaa, Nadine Levratto

► To cite this version:

Aziza Garsaa, Nadine Levratto. Exportations et exonérations, les deux vont-elles de pair ? Analyse empirique sur données individuelles d'entreprises françaises. 2018. hal-04141677

HAL Id: hal-04141677

<https://hal.science/hal-04141677v1>

Preprint submitted on 26 Jun 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Exportations et exonérations, les deux vont-elles de pair ? Analyse empirique sur données individuelles d'entreprises françaises

Document de Travail
Working Paper
2018-46

Nadine Levratto
Aziza Garsaa



UMR 7235

Economix - UMR7235
Université Paris Nanterre
Bâtiment G - Maurice Allais, 200, Avenue de la République
92001 Nanterre cedex

Email : secretariat@economix.fr



EXPORTATIONS ET EXONERATIONS, LES DEUX VONT-ELLES DE PAIR ? -
ANALYSE EMPIRIQUE SUR DONNEES INDIVIDUELLES D'ENTREPRISES FRANÇAISES

Aziza Garsaa

Professeur Assistant, ICN Business School
Département Finance, Comptabilité, Audit et Contrôle
86 Rue du Sergent Blandan – CS 70148 – 54003 Nancy Cedex
E-mail : aziza.garsaa@icn-artem.com

Nadine Levratto

Directeur de recherche au CNRS
Economix, université Paris Nanterre
200 avenue de la République
92001 Nanterre Cedex
E-mail : nadine.levratto@parisnanterre.fr

Résumé : Les exonérations de cotisations sociales patronales appliquées aux entreprises représentent le poste le plus important des subventions aux entreprises. Si leur influence directe sur la création d'emploi a fait l'objet de nombreuses évaluations, rares sont les recherches qui proposent d'en estimer les effets sur la compétitivité. Cet article apporte un éclairage sur le sujet en abordant la question du point de vue des exportations des entreprises. Pour ce faire, cet article propose une analyse empirique sur données individuelles françaises au cours de la période 2004-2011 des déterminants de la probabilité d'exporter, de la fréquence des exportations et de leur intensité. Nos résultats mettent en évidence un effet négatif des exonérations sur l'engagement à l'export des entreprises. Il est confirmé quels que soient l'indicateur, la période et le secteur retenus.

Abstract: Exemptions from employers' social security contributions are by far the most important item of business subsidies. Although their direct influence on job creation, which is their primary objective, has been the subject of numerous evaluations, few researches propose to estimate their influence on competitiveness. This article sheds light on the subject by addressing the issue considering the ability of firms to access external markets through exports. To this end, this article proposes an empirical analysis of the determinants of the probability of exporting, the frequency of exports and their intensity resting on micro data for a sample French manufacturing companies over the 2004-2011 period. Our results highlight a negative effect of the exemptions on companies' export commitment. It is confirmed regardless of the indicator, period and sector selected.

Mots clefs : Compétitivité des entreprises, Exportations, Exonérations de cotisations sociales, Micro données, France

Codes JEL : L21, L25, L53, L6

Introduction

Depuis leur introduction en 1993, les exonérations de cotisations sociales patronales ont connu de nombreuses modifications consistant principalement en l'élargissement de leur champ d'application et l'augmentation des taux appliqués. En 2011, leur montant s'élevait à 24,2 milliards d'euros (Source ACOSS, Agence Centrale des Organismes de Sécurité sociale), soit 1,25% du PIB. Les objectifs, variés, attribués à ce dispositif demeurent cependant les mêmes ; la réduction du coût du travail, devrait permettre de corriger les imperfections du marché du travail dues au coût élevé des emplois peu qualifiés (Koski et Pajarinen, 2012) et d'améliorer la compétitivité internationale des entreprises françaises (Gallois, 2012). L'analyse de l'influence de ces dispositifs sur l'emploi a fait l'objet de nombreuses études et recherches principalement empiriques. La plupart de ces travaux concluent à l'influence globalement bénéfique sur l'emploi des différentes modalités d'exonérations mis en œuvre (Laffargue, 1996 ; Germain, 1997 ; Salanié, 2000 ; Audric et al., 2000 ; Laffargue, 2000 ; Laroque et Salanié, 2000 ; L'Horty, 2000 ; Crépon et Desplatz, 2001 ; Cahuc, 2003 ; Doisy et al., 2004 ; Baudin et al., 2009 ; Garsaa et Levratto, 2015).

L'analyse de l'influence des exonérations des cotisations sociales sur la compétitivité des entreprises sont cependant plus rares. A cela il y a plusieurs raisons. Contrairement au nombre d'emplois dont la mesure est facilitée par le caractère purement quantitatif et la disponibilité de nombreuses bases de données mise à disposition des chercheurs (fichiers Connaissance locale de l'appareil productif ou DADS de l'INSEE, bases de l'ACOSS, etc.) la mesure de la compétitivité soulève des difficultés conceptuelles et calculatoires. Elle fait en effet partie des différents indicateurs de performance de l'entreprise (Ambastha, et Momaya, 2004) dont la mesure est souvent guidée par la notion d'avantage concurrentiel (Ma, 2000; Porter, 1985) et qui mobilise des modèles complexes pour être correctement estimée (Oral, 1993). Sa mise en relation avec les exonérations de cotisations sociale exige en outre la fusion de bases de données comptables et sociales qui, pour les secondes, sont soumises à un strict secret statistique. Ces difficultés méthodologiques et pratiques expliquent en partie la rareté des études sur le sujet.

L'objectif de cet article est de combler ce déficit d'analyses en apportant un éclairage sur la relation entre les politiques d'allègement du coût du travail et l'une des facettes de la compétitivité des entreprises, à savoir leur capacité à pénétrer les marchés étrangers. En réduisant le coût du travail, les exonérations de cotisations sociales permettent de réduire les prix des produits fabriqués par les entreprises nationales. L'amélioration de la compétitivité prix conduit à une hausse de la production via l'augmentation de la demande étrangère adressée

aux entreprises nationales ce qui a pour effet d'accroître les exportations (Heyer et Plane, 2012), justifiant ainsi de poser la question de l'influence des exonérations de cotisation sociale sur le positionnement à l'international des entreprises françaises. La question est abordée empiriquement grâce à une analyse reposant sur des données individuelles d'entreprises industrielles localisées en France métropolitaine entre 2004 et 2011. La restriction au secteur industriel est justifiée par son importante contribution aux exportations. Les produits manufacturés représentant près de 75% du total des exportations françaises en 2011 (Insee, 2013). Nos résultats montrent que la probabilité d'exporter, la fréquence des exportations et l'intensité de l'engagement à l'export des entreprises sont négativement corrélés au taux d'exonération des cotisations sociales et que l'effet négatif est plus élevé pour les entreprises les plus engagées à l'international.

L'originalité de la démarche provient d'abord des indicateurs retenus. La participation des échanges internationaux, ici considérée comme l'une des manifestations de la compétitivité de l'entreprise (Buckley et al., 1988), est approximée par trois ratios, à savoir la probabilité d'exporter et la propension à exporter des firmes exportatrices (Wakelin, 1998) et la part du chiffre d'affaires à l'international dans le chiffre d'affaires total (Guan et Ma, 2003). La nouveauté de notre analyse résulte également de l'utilisation d'une base de données unique fournie par l'Agence comptable des organismes de sécurité sociale (ACOSS) recensant la masse salariale, les types et montants d'exonérations perçus par une entreprise, permettant de calculer un taux d'exonération annuel pour chaque entreprise.

Cette recherche contribue à la littérature sur le sujet par l'attention portée à l'influence d'un dispositif de politique publique visant à alléger le coût du travail sur la compétitivité internationale des entreprises. Il vient ainsi compléter la littérature sur les déterminants de l'internationalisation des entreprises en apportant un éclairage sur la manière dont des distorsions de prix initiées par le législateur peuvent, ou non, influencer les comportements et les performances des entreprises.

La suite de l'article est organisée de la manière suivante. La première section rappelle la littérature sur les déterminants de l'exportation des entreprises. La deuxième section présente les caractéristiques des entreprises de l'échantillon utilisé pour l'analyse. La troisième précise la méthodologie adoptée et la spécification des modèles estimés. Les résultats obtenus sont discutés dans la quatrième section.

1. Revue de littérature et hypothèses

La théorie de l'internationalisation de la firme s'est développée autour du travail de Hymer (1960) qui propose une analyse du processus d'internationalisation fondée sur une approche d'économie industrielle (Teece, 2006). L'internationalisation de la firme est conditionnée par la possession d'avantages spécifiques (Knickerbocker, 1973) qui lui permettent de compenser les coûts fixes irrécupérables générés par l'entrée sur le marché international (image de marque, personnel qualifié, compétences managériales et organisationnelles, pouvoir de négociation, technologie de production efficiente, circuit de distribution développé, accès aux marchés des capitaux, etc.). L'internationalisation des activités dépend donc aussi bien des dotations factorielles du pays d'origine que des caractéristiques propres de l'entreprise (Mayer et Ottaviano, 2007).

Certains développements de la théorie des coûts de transactions (Williamson, 1975, 1979), permettent de préciser les conditions d'entrée de la firme sur le marché international et l'arbitrage entre les modalités possibles que sont l'internalisation des activités et la collaboration avec des agents locaux du ou des pays cible(s) (exportation, franchise, joint-venture, installation d'une unité de production ou d'une filiale commerciale, etc.). Selon Dunning (1980), trois groupes de facteurs orientent la modalité retenue : les avantages spécifiques, les avantages de localisation, et les avantages d'internalisation. Les avantages spécifiques (*ownership advantages*) regroupent les caractéristiques propres de la firme telles que la technologie de production, la taille, les compétences organisationnelles et managériales, l'image de marque, la qualité du produit, etc. Les avantages de localisation (*location advantages*) sont spécifiques au(x) pays cible(s) ; ils concernent par exemple la situation économique et politique, la taille du marché, la qualité des facteurs de production, etc. Les avantages d'internalisation (*internalization advantages*) correspondent à la possibilité d'effectuer des opérations internationales au sein de la même entreprise sans recourir à des agents externes. Dunning (1980) suppose que plus l'entreprise dispose d'avantages spécifiques plus elle sera incitée à les internaliser et que plus les avantages de localisation sont attractifs, plus l'entreprise aura tendance à délocaliser sa production. Madhok (1998) affine l'analyse et montre que les capacités organisationnelles de la firme importent davantage que ses coûts de transaction lorsqu'il s'agit de choisir le mode d'entrée dans les circuits d'échanges internationaux.

Au milieu des années 1990, la disponibilité croissante des données individuelles d'entreprises et le développement de la microéconométrie ouvrent la voie à de nouvelles

analyses empiriques. Elles portent principalement sur la question de l'exportation, forme la plus aisément quantifiable d'internationalisation (St-Pierre et al., 2011), et visent à déterminer les différences entre entreprises exportatrices et non exportatrices.

Quel que soit l'échantillon mobilisé, la période d'étude considérée ou la méthode d'estimation utilisée, ces études parviennent à des résultats similaires. Les firmes exportatrices sont plus grandes, plus intensives en capital, plus productives, paient des salaires plus élevés (*exporter wage premia*) et emploient des travailleurs plus qualifiés que leurs homologues non exportatrices (Bernard et al., 1995 ; Wagner, 1995, 2001 ; Clerides et al., 1998 ; Wakelin, 1998 ; Bernard et Jensen, 1999 ; Nassimbeni, 2001 ; Schank et al., 2007 ; Grazzi, 2012 ; Tamagni, 2013). L'accès au marché international résulte donc d'un processus d'auto-sélection selon lequel les firmes les plus efficaces sont aussi les plus aptes à supporter les coûts fixes irrécupérables d'entrée¹ (Bernard et Wagner, 1996 ; Roberts et Tybout, 1997 ; Clerides et al., 1998 ; Bernard et al., 2003 ; Bernard et Jensen, 2004 ; Arnold et Hussinger, 2005 ; Alvarez et Lopez, 2005 ; Fontagné et Gaulier, 2008). Les entreprises incapables de couvrir les coûts d'accès à l'international se limitent au marché domestique, tandis les moins performantes disparaissent (Mayer et Ottaviano, 2007).

Parmi les différents facteurs explicatifs de l'engagement de la firme à l'exportation, la qualité du facteur travail joue un rôle essentiel. L'accès à une main d'œuvre qualifiée permet d'accroître la productivité de l'entreprise, la qualité de ses produits et, par conséquent, sa compétitivité au niveau international (Bernard et Jensen, 2004 ; Alvarez et Lopez, 2005 ; Minetti et Zhu, 2011). Le niveau de qualification étant approximé par le coût du travail (Dunning, 1980), une corrélation positive entre ce dernier et les performances à l'export de l'entreprise a souvent été vérifiée (Wakelin, 1998 ; Scherrer, 1998 ; Bhavani et al., 2001 ; Arnold et Hussinger, 2005). Des études plus approfondies sur les caractéristiques différenciées de l'emploi dans les entreprises exportatrices et non exportatrices ont confirmé l'existence d'un *exporter wage premia* (Schank et al., 2007 ; Schmillen, 2011 ; Eaton et al., 2011 ; Etzel et al., 2013 ; Bellone et al., 2006). Les entreprises exportatrices paient donc des salaires plus élevés afin de préserver une structure de l'emploi intensive en main d'œuvre qualifiée (Verhoogen, 2008).

Ciblées sur les bas salaires, les exonérations de cotisations sociales patronales peuvent affecter les performances à l'export des entreprises. En effet, en incitant les producteurs à

¹ Ces coûts peuvent être liés au financement, au marketing, à la formation du personnel, etc. (Wagner, 1995, 2001).

remplacer du travail qualifié par du travail peu qualifié, le ciblage des exonérations sur les bas salaires peut détériorer la qualité des produits et le positionnement de l'entreprise sur les marchés étrangers (Commission européenne, 2014). Or, lorsque la concurrence porte moins sur les prix des produits que sur leur qualité, ce qui est souvent le cas sur les nouveaux marchés ou les produits de milieu et haut de gamme, le travail qualifié constitue une ressource indispensable au développement et à l'internationalisation de la firme (Bernard and Wagner, 1997 ; Bernard et Jensen, 1999, 2004 ; Arnold et Hussinger, 2005; Alvarez et Lopez, 2005 ; Minetti et Zhu, 2011).

Cette revue de littérature nous conduit à formuler les trois hypothèses suivantes :

H1 : la probabilité d'exporter d'une entreprise est inversement corrélée à son taux d'exonération de cotisations sociales

H2 : la fréquence des exportations d'une entreprise est inversement corrélée à son taux d'exonération de cotisations sociales

H3 : l'intensité d'exportation d'une entreprise est inversement corrélée à son taux d'exonération de cotisations sociales

2. Données et opérationnalisation des variables expliquées

2.1 Sources et structure de l'échantillon étudié

La base de données mobilisée résulte de la fusion de trois fichiers de données individuelles d'entreprises à savoir, les bases ACOSS-URSSAF, Diane du Bureau Van Dijk et le REE (Répertoire des Entreprises et des Etablissements) fourni par l'INSEE. Les fichiers déclaratifs de l'ACOSS fournissent des informations sur les montants et les mesures d'exonération dont bénéficient les établissements, leur masse salariale, et leur effectif salarié. Ils sont exhaustifs sur le champ du régime général de sécurité sociale. Le REE renseigne sur le secteur d'activité des établissements et des entreprises de la sphère marchande. La base Diane contient l'ensemble des informations relatives au bilan et au compte de résultat des entreprises ayant déposé leurs comptes auprès des greffes des tribunaux de commerce. Elle sert à identifier les entreprises exportatrices qui correspondent à celles dont le chiffre d'affaires annuel à l'export est positif au moins une fois sur la période. En raison de la nature des variables utilisées pour l'analyse, nous avons appliqué une contrainte de deux années consécutives de comptes renseignés au lieu de trois afin de garantir la structure du panel.

Après fusion des trois bases et élimination des observations associées à des données manquantes, nous obtenons un panel non cylindré composé de 33,584 entreprises privées opérant dans l'industrie manufacturière (section C de la NAF, Rév.2) entre 2004 et 2011 et localisées en France métropolitaine. Pour l'année 2011, cette population représente environ 32% du total de l'emploi manufacturier et 20% du total des exportations de l'industrie manufacturière recensées par les services des Douanes². Le Tableau 1 présente la structure du panel en termes de nombre d'entreprises, d'employés et de montants des exportations en 2004 et 2011. Environ 39% des entreprises présentes dans le panel sont exportatrices en 2004, contre 33,5% en 2011. Les entreprises exportatrices emploient plus de 74% du total des effectifs en 2004 et 71% en 2011, ce qui témoigne d'un effet taille relativement important conforme aux résultats de l'INSEE (2008). L'analyse par secteur d'activité met en évidence une forte concentration des exportations sur un nombre restreint d'entreprises, résultat déjà observé par Mayer et Ottaviano (2007). Ainsi, l'industrie chimique représente 4,2% du total des entreprises exportatrices et 19,3% des montants des exportations en 2011.

2.2 Variables expliquées

L'influence des exonérations de cotisations sociales patronales sur les performances à l'export de l'entreprise est explorée grâce à trois modèles estimant respectivement la probabilité d'exporter, la fréquence des exportations et leur importance dans le chiffre d'affaires des entreprises.

La variable utilisée pour vérifier empiriquement l'hypothèse 1 est le fait pour une entreprise d'être ou non exportatrice. Elle prend la forme d'une variable binaire comme dans la plupart des recherches sur le sujet (Aitken et al., 1997 ; Bhavani et al., 2001 ; Nassimbeni, 2001 ; Andersson et al., 2004 ; Alvarez et Lopez, 2005 ; Koenig, 2009 ; Ito et Lechevalier, 2010 ; Minetti et Zhu, 2011). Dans cet article, une entreprise est dite exportatrice si elle déclare un chiffre d'affaires à l'export supérieur à 0 au moins une fois au cours de la période 2004-2011 ; 35% des entreprises sont dans ce cas ; les autres sont considérées comme non-exportatrices.

² La représentativité de l'échantillon a été testée en le comparant à la distribution sectorielle de l'emploi manufacturier en 2011. La structure de l'emploi de l'échantillon est proche de celle de l'ensemble de l'industrie malgré une légère sous-représentation des entreprises de l'agro-alimentaire. Les tableaux sont disponibles sur demande aux auteurs.

Tableau 1. Structure du panel en 2004 et 2011

Secteur (Division, NAF, Rév.2)	2004				2011			
	Nombre d'entreprises	Nombre d'employés	Nombre d'entreprises exportatrices	Montants des exportations (en milliers d'euros)	Nombre d'entreprises	Nombre d'employés	Nombre d'entreprises exportatrices	Montants des exportations (en milliers d'euros)
Industries alimentaires (10)	3 481	81 208	560	2 767	5 721	98 802	687	4 375
Fabrication de boissons et de produits à base de tabac (11, 12)	173	7 701	110	1 173	208	11 474	114	1 966
Fabrication de textiles (13)	562	16 607	336	675	636	13 535	364	803
Industrie de l'habillement (14)	474	15 643	285	286	496	12 053	283	443
Industrie du cuir et de la chaussure (15)	184	6 459	104	141	216	6 799	110	174
Travail du bois et fabrication d'articles en bois et en liège, à l'exception des meubles ; fabrication d'articles en vannerie et sparterie (16)	660	11 231	254	374	1 097	20 388	292	473
Industrie du papier et du carton (17)	288	21 202	198	1 878	322	21 269	219	2 638
Imprimerie et reproduction d'enregistrements (18)	564	5 357	131	42	1 735	23 622	492	190
Cokéfaction et raffinage (19)	22	9 681	11	209	21	10 531	11	269
Industrie chimique (20)	514	59 098	360	7 659	565	58 633	391	14 784
Industrie pharmaceutique (21)	103	38 433	87	5 389	111	46 781	95	6 253
Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique (22)	875	63 227	563	3 622	1 162	68 625	655	5 014
Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques (23)	939	37 405	262	1 602	1 067	37 413	274	1 765
Métallurgie (24)	198	21 808	130	2 130	225	19 954	146	2 837
Fabrication de produits métalliques, à l'exception des machines et des équipements(25)	3 836	104 763	1 685	3 752	5 083	121 909	1 946	4 713
Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques (26)	465	29 576	291	2 234	641	41 843	374	4 301
Fabrication d'équipements électriques (27)	468	40 008	267	2 589	557	39 755	314	3 962
Fabrication de machines et équipements n.c.a. (28)	1 285	67 860	726	6 189	1 504	71 326	813	9 115
Industrie automobile (29)	386	52 320	174	4 603	461	54 527	202	6 506
Fabrication d'autres matériels de transport (30)	112	24 274	63	3 037	139	26 708	73	2 916
Fabrication de meubles (31)	613	11 863	139	187	810	17 440	213	302
Autres industries manufacturières (32)	1 185	23 427	279	1 123	1 583	27 596	375	1 568
Réparation et installation de machines et d'équipements (33)	2 474	45 651	648	523	3 408	65 562	860	1 077
Total	19 861	794 813	7 663	52 196	27 768	916 554	9 303	76 456

Pour tester l'hypothèse 2, nous nous appuyons sur le modèle Uppsala d'internationalisation (Johanson et Vahlne, 1977) qui considère que la compétitivité d'une entreprise est reflétée par la fréquence des exportations. Les données Diane contenant le chiffre d'affaires réalisé à l'export, nous considérons le nombre de fois où celui-ci est déclaré positif par une entreprise. La distribution statistique de cette variable nous conduit à distinguer quatre catégories d'entreprises :

- Les entreprises non exportatrices, dont le chiffre d'affaires à l'export est toujours nul qui représentent environ 53% du nombre total d'entreprises de la base.
- Les entreprises occasionnellement exportatrices, qui déclarent une seule fois un chiffre d'affaires à l'export est supérieur à zéro au cours de la période où elles sont présentes dans la base. Elles représentent environ 14% des entreprises du panel.
- Les entreprises fréquemment exportatrices, dont le chiffre d'affaires à l'export est supérieur à zéro plus d'une fois sur deux durant la période où elles sont présentes dans la base. Ce groupe contient 14% des entreprises.
- Les entreprises toujours exportatrices, dont le chiffre d'affaires à l'export est positif sur l'ensemble des années où elles sont présentes dans la base. Ces dernières représentent 19% des entreprises de l'échantillon.

La troisième hypothèse testée concerne l'intensité de l'engagement à l'exportation mesurée comme le chiffre d'affaires à l'export réalisé par une entreprise au cours de l'année n par rapport à son chiffre d'affaires total au cours de la même année. La définition des variables est précisée dans le tableau 2 en Annexe.

3. Stratégie empirique et spécification des modèles

La nature des variables expliquées (binaire, catégorielle et continue) nous conduit à retenir une technique d'estimation différente pour chacune des hypothèses testées. Elles sont successivement présentées.

3.1. Modélisation de la relation entre la réduction du coût du travail et la probabilité d'exporter de l'entreprise

Suivant Liao (1994), qui démontre la supériorité du modèle Logit lorsque la distribution de la variable dépendante présente des points extrêmes, ce qui est le cas ici, le fait d'exporter ou non est estimé à partir d'un modèle Logit comme dans Nassimbeni (2001) et Koenig (2009). Le modèle empirique utilisé pour estimer la probabilité d'exporter (dorénavant notée *Probexport*) prend donc la forme suivante (Chamberlain, 1984, p. 1253) :

$$\begin{aligned}
ProbExport_{it} &= P(y_{it} = 1|x_{it}, Txexo_{it}, Z_{kit}, y_t, Indus_i) \\
&= \beta_0 + \beta_1 Txexo_{it} + \sum_{k=2}^K \beta_k Z_{kit} + y_t + Indus_i + \vartheta_{it}
\end{aligned} \tag{1}$$

expression dans laquelle $P(y_{it} = 1|x_{it}, Txexo_{it}, Z_{kit}, y_t, Indus_i)$ est la probabilité qu'une firme i soit exportatrice à l'instant t compte tenu de ses caractéristiques. La principale variable d'intérêt est $Txexo_{it}$ définie comme le montant des exonérations rapporté à la masse salariale de l'entreprise. Z_{it} est un vecteur de variables de contrôle à savoir, la taille, l'âge, la structure de la dette et l'autonomie financière de l'entreprise. y_t et $Indus_i$ sont respectivement les indicatrices annuelles et sectorielles. Les premières permettent de contrôler une tendance commune sur le marché pouvant résulter d'éventuels chocs macroéconomiques notamment dus aux variations du taux de change par rapport aux partenaires commerciaux (Bernard et Jensen, 2004 ; Etzel et al., 2013). Les secondes permettent de tenir compte des spécificités productives relatives à chaque secteur d'activité. ϑ_{it} est le terme d'erreur comprenant l'ensemble des variables pouvant influencer la probabilité d'exporter et n'ayant pas été retenues dans la spécification. ϑ_{it} est *iid* et suit une loi logistique de fonction de répartition $F(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}$, de moyenne zéro et de variance³ $\sigma^2 = \pi^2/3$.

Les définitions, les sources, les statistiques descriptives et la matrice de corrélation des différentes variables du modèle sont présentées dans les Tableaux 2, 3 et 4 en Annexe.

3.2. Modélisation de l'influence de la réduction du coût du travail sur la fréquence des exportations

La variable de fréquence des exportations, notée $FreqExport$, utilisée pour tester la deuxième hypothèse étant définie selon quatre modalités, l'équation empirique à estimer s'écrit alors de la façon suivante :

$$FreqExport_{it} = P[j|X_{it}] = \frac{\exp(X_{it}\beta_j)}{\sum_{h=0}^2 \exp(X_{it}\beta_h)} \tag{2}$$

$$Avec, j = \begin{cases} 0 & \text{entreprises non exportatrices} \\ 1 & \text{entreprises occasionnellement exportatrices} \\ 2 & \text{entreprises fréquemment exportatrices} \\ 3 & \text{entreprises toujours exportatrices} \end{cases}$$

³ Les coefficients estimés du modèles Logit sont environ $\pi/\sqrt{3}$ plus importants que ceux du modèle Probit.

Les entreprises non exportatrices étant les plus nombreuses, nous les retenons comme groupe de référence, ce qui donne :

$$\begin{cases} P[0 \setminus X_{it}] = \frac{1}{1 + \sum_{h=1}^2 \exp(X_{it}\beta_h)}, \text{ pour } j = 0 \\ P[j \setminus X_{it}] = \frac{\exp(X_{it}\beta_j)}{1 + \sum_{h=1}^2 \exp(X_{it}\beta_h)}, \text{ pour } j = 1, 2, 3. \end{cases} \quad (3)$$

X_{it} étant un vecteur de variables explicatives définies comme précédemment.

Le modèle final à estimer se présente donc comme suit :

$$FreqExport_{it} = \text{Log} \left(\frac{P[j \setminus X_{it}]}{P[0 \setminus X_{it}]} \right) = X_{it}\beta_j = \beta_{j0} + \beta_{j1}Txexo_{it} + \beta_{j2}Z_{it} + y_t + Indus_i + \vartheta_{it} \quad (4)$$

Nous estimons l'équation (4) à l'aide d'un modèle logit multinomial, et pas d'un modèle logit ordonné⁴, souvent utilisé lorsque la variable expliquée est une variable d'intensité, afin de déterminer l'influence du taux d'exonération sur la probabilité d'appartenir à chacune des catégories d'entreprises mentionnées plus haut ($j=0, 1, 2, 3$). Le coefficient β_{j1} mesure donc l'influence du taux d'exonération ($TxExo_{it}$) sur la probabilité d'appartenir à l'un des trois groupes d'entreprises exportatrices ($j = 1, 2, 3$) par rapport à celle qui caractérise les entreprises n'ayant jamais exporté au cours de la période d'analyse ($j = 0$)⁵.

3.3. Modélisation de la relation entre le taux d'exonération et la contribution de l'export aux revenus de l'entreprise

Les déterminants de la probabilité d'exporter peuvent être différents de ceux du chiffre d'affaires à l'export ou taux d'exportation. Tel est le constat de Wakelin (1998) et Scherrer (1998) qui résolvent cette difficulté en estimant un modèle en deux étapes⁶. La première étape consiste en l'estimation d'un modèle dichotomique de décision d'exportation de l'entreprise. La seconde étape estime le taux d'exportation uniquement pour la population des entreprises exportatrices, la probabilité d'exporter estimée dans la première étape⁷ étant retenue comme variable explicative de la seconde. Cette méthode permet de corriger le biais de sélection dû au fait que la variable dépendante (taux d'exportation) n'est observée que pour les firmes exportatrices.

⁴ Le modèle a également été estimé en tant que Logit ordonné. Les résultats obtenus (disponibles sur demande aux auteurs) confirment ceux du Logit multinomial à savoir, un effet négatif du taux d'exonération sur la fréquence des exportations.

⁵ Cette analyse peut être directement réalisée à partir des *odds ratios* (disponibles sur demande aux auteurs).

⁶ La méthode la plus communément utilisée est celle de Heckman (1979).

⁷ Dans le cas d'une estimation par la méthode d'Heckman, il s'agit l'inverse du ratio de Mills.

Toutefois, cette procédure d'estimation en deux étapes a été critiquée par Wagner (2001) qui considère que la décision d'exporter et celle relative au volume de produits exportés sont simultanées. La raison en est que l'entreprise maximise son profit en fixant simultanément la quantité à produire et le prix de vente de ses produits en fonction de son coût marginal de production. Une entreprise décidera donc d'exporter si le prix correspondant à une quantité donnée de produit permet de couvrir l'ensemble des coûts de production, y compris les coûts d'entrée sur les marchés extérieurs. Nous privilégions donc une estimation directe dans le cadre d'un modèle à une équation.

Le choix des variables explicatives contenues dans le modèle s'appuie sur Nassimbeni (2001) qui, suivant les recommandations de Wakelin (1998) estime un modèle en deux étapes et montre que la probabilité d'exporter et le taux d'exportation sont déterminés par les mêmes facteurs. Nous retenons donc les variables explicatives des modèles (1) et (4) pour spécifier le modèle suivant :

$$TxExport_{it} = \beta_0 + \beta_1 Txexo_{it} + \sum_{k=2}^K \beta_k Z_{it} + y_t + Indus_i + \vartheta_{it} \quad (5)$$

avec $TxExport_{it}$, le taux d'exportation de l'entreprise i à la date t , mesuré par la part du chiffre d'affaires à l'export dans le total des ventes de l'entreprise. Les autres variables explicatives sont définies comme précédemment.

En raison de la forte proportion d'entreprises non exportatrices dans l'échantillon étudié, l'estimateur MCO sera non convergent (Wakelin, 1998 ; Wagner, 2001). Nous suivons donc Wagner (1995) et Sterlacchini (1999) en estimant l'équation (5) par la méthode du maximum de vraisemblance et estimons un Tobit simple (Tobin, 1958).

4. Présentation et discussion des résultats

Cette section présente les résultats des estimations sur la période 2004-2011 des modèles précédemment définis⁸. Ils sont disponibles sur l'ensemble de la population, sur l'ensemble de la période et pour chaque année de manière à vérifier le possible effet de la crise globale de 2008, ainsi que pour les six principaux secteurs exportateurs. Les coefficients des modèles logistiques sont les effets marginaux⁹ dont l'interprétation suit des règles qui dépendent de la nature des variables et de la manière dont ils sont calculés (Afsa, 2016).

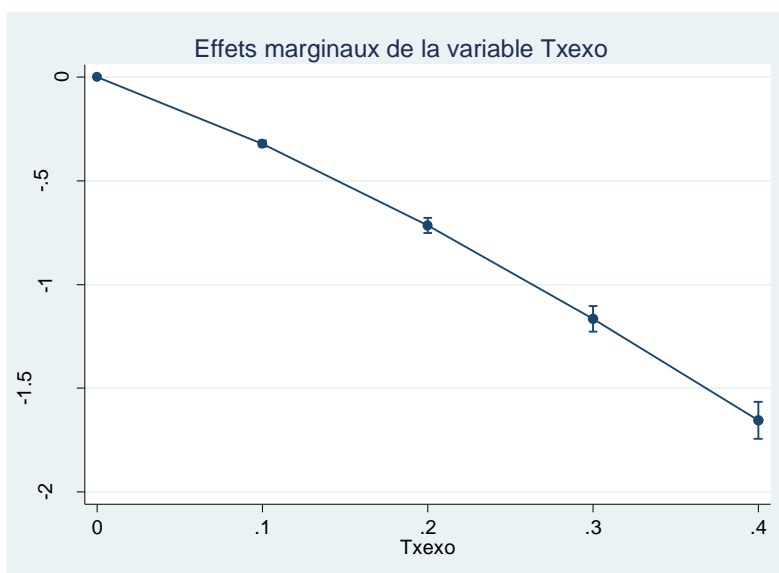
⁸ Toutes les estimations ont été réalisées en corrigeant les modèles de l'hétéroscédasticité des erreurs.

⁹ Les coefficients et odds ratios sont disponibles sur demande aux auteurs.

4.1. Les entreprises les plus exonérées ont une plus faible probabilité d'exporter

Les résultats des estimations de l'équation (1) mettent en évidence une corrélation négative entre le taux d'exonération apparent et la probabilité d'exporter des entreprises, et ce, indépendamment de la conjoncture économique comme l'indiquent les estimations par année (cf. Tableau 5, Annexe 3). Les effets marginaux, ici calculés comme des élasticités, indiquent qu'une hausse de 1% du taux d'exonération diminue la probabilité d'exporter de 0,34% par rapport à celle de ne pas exporter ; ce taux varie entre -0,21% en 2004 et -0,40% en 2009, au plus fort de la crise. La figure 1, qui représente l'évolution de l'élasticité taux d'exonération de la probabilité d'exporter en fonction des valeurs observées de la variable d'intérêt, met en évidence l'effet négatif du taux d'exonération sur l'élasticité de la probabilité d'exporter. Alors qu'une hausse de 1% du taux d'exonération diminue de 0,4% la probabilité d'exporter des entreprises exonérées à hauteur de 10%, elle réduirait d'environ 1,5% celle des entreprises dont le taux d'exonération est le plus élevé (40% pour notre échantillon). Ce résultat est robuste car confirmé pour l'ensemble des sous-échantillons par secteur constitués pour lesquels les valeurs des élasticités varient entre 0,05% et 1,42% (Tableau 6, Annexe 3).

Figure 1. Influence du taux d'exonération (*Txexo*) sur la probabilité d'exporter (*ProbExport*)



Note : les effets marginaux sont représentés par des élasticités. Elles mesurent l'influence d'une variation de 1% du taux d'exonération sur la probabilité d'exporter en tout point de la distribution de la variable d'intérêt.
Lecture : Une hausse de 1% du taux d'exonération diminue de 0,6% la probabilité d'exporter (par rapport à celle de ne pas exporter) des entreprises dont le taux d'exonération est égal à 20%.

L'hypothèse 1 est ainsi vérifiée. Nos résultats vont dans le sens des recherches antérieures qui concluent à une corrélation positive entre le coût du travail et la probabilité d'accès au marché international (Wakelin, 1998 ; Scherrer, 1998 ; Bhavani et al., 2001 ; Bernard et Jensen, 2004 ; Arnold et Hussinger, 2005, Ito et Lechevalier, 2010).

L'effet négatif des exonérations sur la probabilité d'exporter peut être expliqué par une perte de compétitivité provoquée par la dégradation des qualifications de la main d'œuvre. Le ciblage des exonérations de cotisations de sécurité sociale à la charge de l'employeur sur les bas salaires a pu inciter les entreprises à embaucher davantage de travailleurs peu qualifiés pour tirer le plus grand profit des dispositifs. Or, la plupart des études empiriques montrent que le travail qualifié constitue un déterminant décisif d'accès au marché international (Wagner, 1995, 2001 ; Bernard et Jensen, 1999, 2004 ; Minetti et Zhu, 2011). L'accès à une main d'œuvre qualifiée permettrait d'accroître la productivité de l'entreprise et d'améliorer son positionnement sur les marchés étrangers (Dunning, 1980 ; Wakelin, 1998 ; Scherrer, 1998 ; Bhavani et al., 2001 ; Melitz, 2003 ; Arnold et Hussinger, 2005 ; Etzel et al., 2013). Ainsi, il est généralement admis que les firmes dont la structure de l'emploi est intensive en main d'œuvre qualifiée paient des salaires plus élevés, ce qui grève leurs coûts de production mais leur permet en contrepartie d'être plus productives¹⁰ et de produire des produits de bien meilleure qualité (Verhoogen, 2008). De plus, sur des marchés où la concurrence porte moins sur les prix que sur la qualité des produits, un accroissement de la compétitivité-prix ne suffit pas à garantir un élargissement des parts de marché (Cochard, 2008).

La disponibilité de ressources financières est connue pour être un facteur déterminant la croissance et la performance des entreprises. Toutefois, la relation entre l'accès aux financements externes et la probabilité d'exporter semble ambiguë. Elle dépend en grande partie de la nature du financement. Ainsi, le recours aux dettes financières à court terme (*DettesCT*) influence positivement la probabilité d'exporter, tandis que l'endettement à long terme (*DettesLT*) la réduit légèrement. Ces effets opposés s'expliquent par la difficulté à déterminer un niveau optimal d'endettement. D'un côté, un niveau d'endettement élevé risque de fragiliser l'entreprise et de conduire dans certains cas à sa disparition (Ito et Lechevalier, 2010), de l'autre, un trop faible endettement peut freiner son processus d'internationalisation et son développement sur les marchés étrangers (Minetti et Zhu, 2011). En revanche, comme dans Bellone et al. (2010), nous constatons que l'autonomie financière de l'entreprise (*Auto*) favorise son accès au marché international.

Toutes les variables de contrôle présentent le signe attendu. La taille de l'entreprise (*LnEff*) influence positivement sa probabilité d'exporter (Wagner, 1995). Cette corrélation

¹⁰ D'après nos données, la productivité du travail des entreprises est négativement corrélée à leur taux d'exonération apparent. Par conséquent, la baisse de leur efficacité est en partie due à la réduction du coût du travail.

positive peut s'expliquer par les avantages des grandes entreprises en termes d'accès aux financements externes, d'économies d'échelle, de pouvoir de négociation, de capacité de prendre des risques, d'investissement, d'innovation, de formation du personnel, etc. (Minetti et Zhu, 2011 ; Etzel et al., 2013). L'âge (*LnAge*) exerce également un effet positif sur la probabilité d'exporter des entreprises (Hymer 1960 ; Aitken et al., 1997 ; Roberts et Tybout, 1997), ce qui confirme l'existence d'un processus d'apprentissage dû à l'expérience (Van Wissen, 2002).

La robustesse des résultats obtenus a été vérifiée¹¹ grâce à un test d'inflation de la variance (VIF), à l'estimation d'un Probit¹², et à celle d'un modèle Logit à effets fixes¹³.

4.2. La fréquence des exportations est négativement liée au taux d'exonération

Les résultats des estimations valident l'hypothèse 2 (Tableaux 7, 8 et 9). Pour l'ensemble de l'échantillon (Tableau 7), le signe de l'élasticité dépend de la classe d'entreprises considérée. Elle est positive pour les entreprises non exportatrices et négative pour celles qui exportent. Ainsi, une augmentation de 1% du taux d'exonération augmente la probabilité de ne pas exporter de 0,17% et diminue celle d'exporter occasionnellement, fréquemment et toujours de respectivement 0,04%, 0,26% et 0,53%. La figure 2 qui présente l'évolution de l'élasticité en fonction des valeurs prises par la variable *Txexo*, reflète cette tendance négative.

Les résultats par secteur (Tableaux 8 et 9) confirment la tendance générale, tout en mettant en évidence une sensibilité différenciée des entreprises aux exonérations selon leur activité et la fréquence des exportations. Dans l'industrie chimique, l'industrie automobile, la fabrication de produits en caoutchouc et en plastique et la fabrication des machines et équipements, les exonérations ont un effet légèrement positif sur la probabilité d'exporter occasionnellement ou fréquemment.

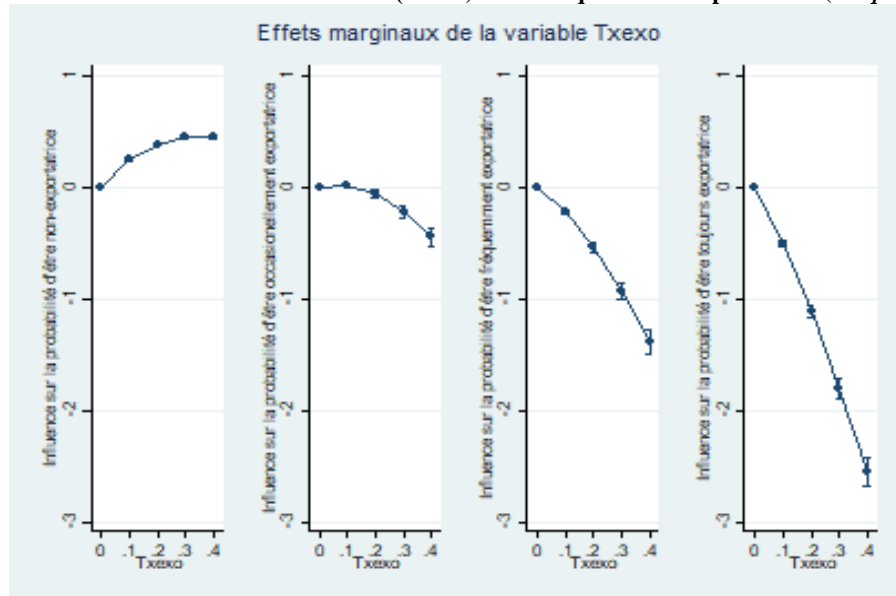
Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les entreprises exportant régulièrement sont plus exposées à la concurrence internationale et aux exigences des marchés étrangers que les autres (Hussinger, 2005). Par conséquent, face à des pays à bas coût de main d'œuvre, leurs performances à l'export dépendent fortement de leur positionnement sur le marché international. Or, un bon positionnement ne peut se faire en utilisant uniquement des technologies peu intensives en travail qualifié (Schank et al., 2007 ; Lall et Kumar, 1981).

¹¹Les résultats correspondants ne sont pas reportés ici. Ils sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

¹²Le Probit permet de tester si l'hypothèse concernant la loi de probabilité des erreurs influence les résultats.

¹³Cette spécification permet de corriger l'éventuelle corrélation entre les effets fixes individuels et l'une des variables explicatives du modèle. Cette méthode exigeant d'éliminer les facteurs invariants dans le temps, elle ne prend en compte que les individus ayant exporté au moins une fois durant la période où ils sont présents dans la base. Il s'agit donc d'une estimation sur un sous-échantillon comprenant uniquement les entreprises exportatrices.

Figure 2. Influence du taux d'exonération (*Txexo*) sur la fréquence des exportations (*FreqExport*)



Note : les effets marginaux sont représentés par des élasticités. Elles mesurent l'influence d'une variation de 1% du taux d'exonération sur la probabilité d'appartenir à l'une des classes d'entreprises en tout point de la distribution de la variable d'intérêt. De gauche à droite, les graphes représentent les valeurs des élasticités en fonction des valeurs observées du taux d'exonération pour, respectivement, les entreprises non exportatrices, les entreprises occasionnellement exportatrices, les entreprises fréquemment exportatrices et les entreprises toujours exportatrices.

Lecture : une hausse de 1% du taux d'exonération réduit de plus de 1% la probabilité d'être toujours exportatrice des entreprises de cette classe exonérées à 20% et augmente de 0,4% la probabilité de ne pas exporter des entreprises non exportatrices bénéficiant du même taux d'exonération.

4.3. La contribution des exportations au chiffre d'affaires diminue avec le taux d'exonération

Les résultats des estimations de la part du chiffre d'affaires réalisé à l'export (*TxExport*) à partir du modèle Tobit¹⁴ (cf. Tableaux 10 et 11) confirment l'hypothèse 3. Ils mettent en évidence un effet négatif des exonérations sur le taux d'exportation des entreprises, et ce, quelle que soit l'année considérée (Tableau 9). La valeur du coefficient associé au taux d'exonération (*TxExo*) est toujours négative et significative à 1%. Les résultats obtenus pour les années correspondant à la crise (2008 à 2011) ne permettent pas d'identifier d'effet particulier de la conjoncture et confirment l'absence d'effet fixe annuel dans l'estimation en panel (Tableau 9, colonne 3). Ces résultats permettent également de considérer que la part du chiffre d'affaires à l'export obéit aux mêmes déterminants que la fréquence des exportations comme dans Nassimbeni (2001). Les exonérations ont donc contribué à réduire l'engagement à l'export mesuré comme la part du chiffre d'affaires réalisé sur les marchés étrangers des entreprises industrielles françaises entre 2004 et 2011.

¹⁴ Les estimations par MCO et effets fixes sont présentées à titre de référence.

Plusieurs techniques d'estimations ont été mobilisées pour mettre à l'épreuve la robustesse des résultats dégagés¹⁵. Le modèle (5) a été estimé par la méthode d'Heckman (1979), par la méthode de quasi-maximum likelihood de Papke et Wooldridge (1996) comme recommandé par Wagner (2001), par les MCO et par les effets fixes. Quelle que soit la méthode utilisée, le signe et la significativité de la variable d'intérêt restent inchangés.

L'analyse par secteur (Tableau 11 en annexe) fait apparaître quelques écarts à cette tendance générale. Les entreprises opérant dans l'industrie automobile et le secteur de la fabrication de produits en caoutchouc et en plastique ont été nettement moins influencées par les exonérations que celles rattachées aux quatre autres secteurs.

Conclusion

L'analyse de l'impact de la réduction du coût du travail sur la compétitivité internationale des entreprises manufacturières montre que les dispositifs d'exonération n'ont pas significativement permis d'améliorer leur engagement à l'export. Le signe négatif du coefficient associé au taux d'exonération apparent dans nos estimations traduit un effet négatif de la réduction du coût du travail sur les performances à l'exportation des entreprises appréciées par la probabilité d'exporter, la fréquence des exportations et le volume de ces exportations. L'étude par année montre que ce résultat n'est pas lié à la conjoncture économique. En revanche, les estimations par secteur en évidence quelques spécificités et, notamment, la moindre sensibilité aux exonérations de cotisation des entreprises de l'industrie automobile et du secteur de la fabrication de produits en caoutchouc et plastique que celle des entreprises des autres secteurs industriels.

Alors que le CICE vient d'être transformé en baisse des cotisations sociales, nos résultats conduisent à s'interroger sur la capacité de ces dispositifs à améliorer la compétitivité internationale des entreprises françaises. Ils appellent également une réflexion sur le positionnement stratégique des entreprises, sur l'importance du positionnement des gammes de produits destinés aux marchés internationaux et sur les investissements à réaliser pour améliorer la compétitivité hors-prix.

Cette recherche suppose que le niveau des salaires, dont dépend le taux d'exonération dont bénéficie une entreprise, reflète les qualifications de la main d'œuvre employée. Même si

¹⁵Les résultats correspondants à la méthode d'Heckman (1979) et de Papke et Wooldridge (1996) n'ont pas été reportés dans ce document. Ils sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

cette convention de mesure est fréquemment retenue dans la littérature, certains auteurs (Cabannes et al., 2013) considèrent que les services rendus par le travail, leur contribution à la productivité totale des facteurs et à la valeur ajoutée de l'entreprise sont mieux reflétées par une typologie plus fine des travailleurs salariés. La prise en considération de ces catégories appellerait la disponibilité de données d'emploi plus fines que celles ici mobilisées ce qui, en l'état actuel du système statistique, n'est possible que sur un nombre réduit d'entreprises. Compte tenu des enjeux qu'elle représente, cette question est cependant à mettre à l'agenda des chercheurs et des producteurs de données.

Références

- Afsa, C., 2016. Le modèle Logit - Théorie et application. *Série Méthodologie Statistique, Insee*, Issue Document de Travail M 2016/01.
- Aitken, B., Hanson, G. H. & Harrison, A. E., 1997. Spillovers, foreign investment, and export behavior. *Journal of International Economics*, 43(1-2): 103-132.
- Ambastha, A. & Momaya, K., 2004. Competitiveness of firms: review of theory, frameworks, and models. *Singapore Management Review*, 26(1): 45-61.
- Andersson, S., Gabrielsson, J. & Wictor, I., 2004. International Activities in Small Firms: Examining Factors Influencing the Internationalization and Export Growth of Small Firms. *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 21(1): 22-34.
- Arnold, J. M. & Hussinger, K., 2005. Export Behavior and Firm Productivity in German Manufacturing: A Firm-Level Analysis. *Review of World Economics*, 141(2): 219-243.
- Audric, S., Givord, P. & Prost, C., 2000. Estimation de l'impact sur l'emploi non qualifié des mesures de baisse de charges. *Revue économique*, 51(3): 513-522.
- 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. Volume 54.
- Bellone, F., Musso, P., Nesta, L. & Quéré, M., 2006. Caractéristiques et performances des firmes exportatrices françaises. *Revue de l'OFCE*, 3(98): 183-212.
- Bellone, F., Musso, P., Nesta, L. & Schiavo, S., 2010. Financial Constraints and Firm Export Behaviour. *The World Economy*, 33(3): 347-373.
- Bernard, A. B., Eaton, J., Jensen, J. B. & Kortum, S., 2003. Plants and Productivity in International Trade. *The American Economic Review*, 93(4): 1268-1290.
- Bernard, A. B. & Jensen, J. B., 1999. Exceptional exporter performance: cause, effect, or both?. *Journal of International Economics*, 47(1): 1-25.
- Bernard, A. B. & Jensen, J. B., 2004. Why Some Firms Export. *The Review of Economics and Statistics*, 86(2): 561-569.
- Bernard, A. B., Jensen, J. B. & Lawrence, R. Z., 1995. Exporters, Jobs, and Wages in U.S. Manufacturing: 1976-1987. *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, Volume 1995: 67-119.
- Bernard, A. B. & Wagner, J., 1996. Exports and Success in German Manufacturing. *Working Paper department of economics-MIT*.
- Bhavani, T. & Tendulkar, S. D., 2001. Determinants of firm-level export performance: a case study of Indian textile garments and apparel industry. *Journal of International Trade and Economic Development*, 10(1): 65-92.
- Buckley, P. J., Pass, C. L., & Prescott, K., 1988. Measures of international competitiveness: A critical survey. *Journal of Marketing Management*, 4(2): 175-200.
- Cahuc, P., 2003. Baisser les charges sociales, jusqu'où et comment?. *Revue française d'économie*, 17(3): 3-54.
- Cabannes, P-Y, Montaut, A. & Pionnier, P-A., 2013. Évaluer la productivité globale des facteurs : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail, in INSEE, L'économie française, Insee Références, Édition juin 2013.
- Chamberlain, G. (1984) Panel data, in Griliches Z. & Intriligator M.D. (Eds) *Handbook of Econometrics*, Vol.2, North Holland: 1247-1318
- Clerides, S. K., Lach, S. & Tybout, J. R., 1998. Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3): 903-947.
- Cochard, M., 2008. Le commerce extérieur français à la dérive?. *Revue de l'OFCE*, 3(106): 29 - 66.
- Commission Européenne, 2014. Déséquilibres macroéconomiques - France 2014. *Document de travail des services de la Commission*.
- Crépon, B. & Desplatz, R., 2001. Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires. *Economie et statistique*, n°348: 1-24.

- Doisy, S., Duchene, S. & Gianella, C., 2004. Un modèle d'appariement avec hétérogénéité du facteur travail : un nouvel outil d'évaluation des politiques économiques. *Economie et Prévision*, n°162: 1-22.
- Dunning, J. H., 1980. Toward an Eclectic Theory of International Production: Some Empirical Tests. *Journal of International Business Studies*, 11(1): 9-31.
- Eaton, J., Kortum, S., Kramarz, F. & Sampognaro, R., 2011. Dissecting the French Export Wage Premium, Miméo, disponible en ligne: https://www.researchgate.net/publication/228467629_Dissecting_the_French_Export_Wage_Premium
- Etzel, D., Hauptmann, A. & Schmerer, H.-J., 2013. Wage moderation and the German export miracle: plant-level evidence. *Economic Systems*, 37(3): 387-403
- Fontagné, L. & Gaulier, G., 2008. *Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne*, Paris: Conseil d'Analyse Economique.
- Gallois, L., 2012. Pacte pour la compétitivité de l'industrie française. *Rapport au premier ministre*.
- 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*, 45(3) : 613-641.
- Germain, J.-M., 1997. Allègements de charges sociales, coût du travail et emploi dans les modèles d'équilibre: enjeux et débats. *Economie et Statistique*, 301-302: 73-94.
- Grazzi, M., 2012. Export and firm performance: evidence on productivity and profitability of Italian companies. *Journal of Industry, Competition and Trade*, 12(4): 413-444.
- Heckman, J. J., 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1): 153-161.
- Heyer, E. & Plane, M., 2012. Impact des allègements de cotisations patronales des bas salaires sur l'emploi. L'apport des modèles macroéconomiques. *Revue de l'OFCE*, 126: 123-140.
- Hymer, S. H., 1960. *The international operations of national firms: a study of direct foreign investment*, Cambridge, Massachusetts, London, England: The MIT Press.
- Insee, 2008. L'industrie en France.
- Insee, 2013. Commerce extérieur. *Tableaux de l'Économie Française*.
- Ito, K. & Lechevalier, S., 2010. Why some firms persistently out-perform others: investigating the interactions between innovation and exporting strategies. *Industrial and Corporate Change*, 19(6): 1997–2039.
- Knickerbocker, F., 1973. *Oligopolistic Reaction and Multinational Enterprise*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Koenig, P., 2009. Agglomeration and the export decisions of French firms. *Journal of Urban Economics*, 66(3): 186–195.
- Koski, H. & Pajarinen, M., 2012. Do business subsidies facilitate employment growth?. *DRUID Working Paper*, Volume 12-02.
- Laffargue, J.-P., 1996. Fiscalité, charges sociales, qualifications et emploi. *Economie et Prévision*, Issue 125: 87-105.
- Laffargue, J.-P., 2000. Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires. *Revue économique*, 51(3): 489-498.
- Lall, S. & Kumar, R., 1981. Firm-Level Export Performance in an Inward-Looking Economy: The Indian Engineering Industry. *World Development*, 9(5): 453-463.
- Laroque, G. & Salanié, B., 2000. Une décomposition du non-emploi en France. *Économie et Statistique*, 1(331): 47-66.
- L'Horty, Y., 2000. Quand les hausses du SMIC réduisent le coût du travail. *Revue économique*, 21(3): 499-512.
- Liao, T. F., 1994. *Interpreting Probability Models: Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models*. Thousand Oaks, California: Sage Publications, Inc.
- Madhok, A., 1998. The nature of multinational firm boundaries: Transaction costs, firm capabilities and foreign market entry mode. *International Business Review*, 7(3): 259–290.
- Mayer, T. & Ottaviano, G. I., 2007. The Happy Few: The internationalisation of European firms. New facts based on firm-level evidence. *Bruegel Blueprint Series*.
- Melitz, M. J., 2003. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 71(6): 1695–1725.

- Minetti, R. & Zhu, S. C., 2011. Credit constraints and firm export: Microeconomic evidence from Italy. *Journal of International Economics*, 83(2): 109–125.
- Nassimbeni, G., 2001. Technology, innovation capacity, and the export attitude of small manufacturing firms: a logit / tobit model. *Research Policy*, 30(2): 245–262.
- Papke, L. E. & Wooldridge, J. M., 1996. Econometric Methods for Fractional Response Variables With an Application to 401(k) Plan Participation Rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11(4): 619–632.
- Porter, M. E., 1980. *Competitive Strategy: Techniques for analyzing industries and competitors*. New York: Free Press.
- Porter, M. E., 1985. *The Competitive Advantage: Creating and Sustaining Superior Performance*. New York: Free Press.
- Remy, V., 2005. Eléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs. *Document d'études, Dares*, Juillet(101).
- Rivière, S., 2013. ACOSSTAT. n°181, Novembre.
- Roberts, M. J. & Tybout, J. R., 1997. The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs. *The American Economic Review*, 87(4): 545-564.
- Salanié, B., 2000. Une maquette analytique de long terme du marché du travail. *Économie et prévision*, n°146: 1-13.
- Schank, T., Schnabel, C. & Wagner, J., 2007. Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer–employee data. *Journal of International Economics*, 72(1): 52–74.
- Scherrer, S., 1998. La taille des entreprises détermine-t-elle à elle seule leur comportement d'exportation ?. *Economie et Statistique*, n°319-320: 163-178.
- Schmillen, A., 2011. The Exporter Wage Premium Reconsidered – Destinations, Distances and Linked Employer-Employee Data. *BGPE Discussion Paper*, n°111.
- St Pierre, J., Raymond, L., Laurin, F. & Uwizeyemungu, S., 2011. *Mondialisation et internationalisation des PME : Le comportement des PME manufacturières québécoises*, Document de Travail, Trois-Rivières: Institut de recherche sur les PME.
- Teece, D. J., 2006. Reflections on the Hymer thesis and the multinational enterprise. *International Business Review*, 15(2): 124–139.
- Tobin, J., 1958. Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Econometrica*, 26(1): 24-36.
- Verhoogen, E. A., 2008. Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality In The Mexican Manufacturing Sector. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(2): 489-530.
- Wagner, J., 1995. Exports, Firm Size, and Firm Dynamics. *Small Business Economics*, 7(1): 29-39.
- Wagner, J., 2001. A Note on the Firm Size Export Relationship. *Small Business Economics*, 17(4): 229–237.
- Wakelin, K., 1998. Innovation and export behaviour at the firm level. *Research Policy*, 26(7-8): 829–841.
- Williamson, O. E., 1975. *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications*. New York: Free Press.
- Williamson, O. E., 1979. Transaction-Cost Economics: The Governance of Contractual Relations. *Journal of Law and Economics*, 22(2): 233-261.

Annexes

Tableau 2. Définitions et sources des variables des modèles

Variable	Définition	Source
<i>Variables expliquées</i>		
ProbExport	Variable binaire égale à 1 si l'entreprise <i>i</i> déclare un chiffre d'affaires à l'export à au cours de l'année <i>t</i> et 0 sinon.	Diane
FreqExport	Variable catégorielle égale à 0 pour les entreprises non exportatrices, à 1 pour les exportatrices occasionnelles, à 2 pour les entreprises fréquemment exportatrices et à 3 pour les entreprises toujours exportatrices	Diane
TxExport	Chiffre d'affaires à l'export/Chiffre d'affaires total	Diane
<i>Variables explicatives</i>		
Txexo	Taux d'exonération = Montant des exonérations/ Masse salariale de l'entreprise	ACOSS-URSSAF
lnEff	Logarithme de l'effectif moyen	ACOSS-URSSAF
lnAge	Logarithme de l'âge de l'entreprise	Diane
DettesCT	Dettes à court terme auprès des établissements de crédit (remboursables à moins d'un an) / Total du bilan	Diane
DettesLT	Dettes à long terme auprès des établissements de crédit (remboursables à plus d'un an) / Total du bilan	Diane
Auto	Ratio d'autonomie financière = Capitaux propres / Total du bilan	Diane

Tableau 3. Statistiques descriptives des variables introduites dans les modèles

	Nombre d'entreprises	Moyenne	Écart-type	10e centile	25e centile	50e centile	75e centile	90e centile
Entreprises non exportatrices								
ProbExport	17 752	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Exportateur	17 752	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ExportFreq	17 752	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
lnEff	17 752	1,572	1,021	0,000	0,811	1,558	2,197	2,818
LnAge	17 752	2,261	0,917	1,099	1,609	2,398	2,944	3,332
DettesCT	17 752	0,013	0,056	0,000	0,000	0,000	0,000	0,018
DettesLT	17 752	0,063	0,132	0,000	0,000	0,000	0,058	0,235
Auto	17 752	0,399	0,217	0,112	0,224	0,387	0,560	0,701
Txexo	17 752	0,119	0,079	0,021	0,055	0,109	0,173	0,228
Entreprises occasionnellement exportatrices								
Export	4 665	0,025	0,118	0,000	0,000	0,000	0,000	0,022
Exportateur	4 665	0,240	0,427	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000
ExportFreq	4 665	1,000	0,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
lnEff	4 665	2,071	1,173	0,693	1,322	2,048	2,741	3,497
LnAge	4 665	2,591	0,859	1,386	2,079	2,708	3,178	3,584
DettesCT	4 665	0,014	0,049	0,000	0,000	0,000	0,000	0,035
DettesLT	4 665	0,053	0,099	0,000	0,000	0,000	0,068	0,183
Auto	4 665	0,425	0,205	0,152	0,270	0,419	0,572	0,704
Txexo	4 665	0,085	0,065	0,014	0,036	0,069	0,119	0,176
Entreprises fréquemment exportatrices								
Export	4 867	0,098	0,190	0,000	0,000	0,012	0,094	0,328
Exportateur	4 867	0,706	0,456	0,000	0,000	1,000	1,000	1,000
ExportFreq	4 867	2,000	0,000	2,000	2,000	2,000	2,000	2,000
lnEff	4 867	2,590	1,325	1,012	1,749	2,526	3,376	4,201
LnAge	4 867	2,787	0,862	1,609	2,303	2,890	3,401	3,807
DettesCT	4 867	0,016	0,051	0,000	0,000	0,000	0,000	0,052
DettesLT	4 867	0,054	0,095	0,000	0,000	0,000	0,073	0,180
Auto	4 867	0,437	0,207	0,161	0,279	0,433	0,591	0,717
Txexo	4 867	0,071	0,057	0,012	0,031	0,058	0,098	0,147
Entreprises toujours exportatrices								
Export	6 300	0,251	0,263	0,011	0,043	0,150	0,392	0,677
Exportateur	6 300	1,000	0,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
ExportFreq	6 300	3,000	0,000	3,000	3,000	3,000	3,000	3,000
lnEff	6 300	3,237	1,480	1,386	2,225	3,168	4,131	5,190
LnAge	6 300	2,945	0,875	1,792	2,485	3,045	3,555	3,951
DettesCT	6 300	0,021	0,059	0,000	0,000	0,000	0,003	0,069
DettesLT	6 300	0,051	0,088	0,000	0,000	0,000	0,073	0,166
Auto	6 300	0,445	0,208	0,168	0,289	0,440	0,598	0,730
Txexo	6 300	0,060	0,049	0,009	0,024	0,049	0,082	0,121
Ensemble de l'échantillon								
Export	33 584	0,070	0,176	0,000	0,000	0,000	0,023	0,245
Exportateur	33 584	0,348	0,476	0,000	0,000	0,000	1,000	1,000
ExportFreq	33 584	1,068	1,200	0,000	0,000	1,000	2,000	3,000
lnEff	33 584	2,142	1,366	0,560	1,179	2,015	2,890	3,876
LnAge	33 584	2,531	0,936	1,099	1,946	2,708	3,178	3,664
DettesCT	33 584	0,015	0,055	0,000	0,000	0,000	0,000	0,038
DettesLT	33 584	0,058	0,114	0,000	0,000	0,000	0,066	0,198
Auto	33 584	0,418	0,213	0,134	0,252	0,411	0,576	0,710
Txexo	33 584	0,094	0,073	0,014	0,038	0,077	0,136	0,201

Tableau 4. Matrice de corrélation

	TxExport	ProbExport	FreqExport	lnEff	LnAge	DettesCT	DettesLT	Auto	Txexo
TxExport	1.000								
ProbExport	0.540***	1.000							
FreqExport	0.526***	0.852***	1.000						
lnEff	0.328***	0.421***	0.480***	1.000					
LnAge	0.150***	0.261***	0.301***	0.380***	1.000				
DettesCT	0.035***	0.045***	0.050***	0.071***	0.017***	1.000			
DettesLT	-0.041***	-0.036***	-0.042***	0.042***	-0.121***	-0.012***	1.000		
Auto	0.058***	0.077***	0.090***	-0.020***	0.301***	-0.170***	-0.257***	1.000	
Txexo	-0.207***	-0.285***	-0.334***	-0.336***	-0.315***	0.001	0.080***	-0.134***	1.000

Note : Nombre d'observations = 203,298. * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

Annexe 3. Résultats des estimations

Tableau 5. Estimation du modèle Logit sur l'ensemble de la période 2004-2011 et par année

	Total	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
VARIABLES	ProbExport	ProbExport	ProbExport	ProbExport	ProbExport	ProbExport	ProbExport	ProbExport	ProbExport
InEff	0.673*** (0.00556)	0.743*** (0.0177)	0.711*** (0.0175)	0.678*** (0.0166)	0.655*** (0.0159)	0.638*** (0.0143)	0.669*** (0.0150)	0.640*** (0.0148)	0.680*** (0.0155)
LnAge	0.300*** (0.0110)	0.254*** (0.0289)	0.235*** (0.0288)	0.278*** (0.0285)	0.276*** (0.0279)	0.238*** (0.0261)	0.322*** (0.0321)	0.384*** (0.0359)	0.422*** (0.0420)
DettesCT	0.0116*** (0.000808)	0.0128*** (0.00206)	0.0145*** (0.00196)	0.0102*** (0.00201)	0.0130*** (0.00177)	0.0115*** (0.00171)	0.0129*** (0.00215)	0.00712** (0.00326)	0.00931*** (0.00287)
DettesLT	-0.000988 (0.00215)	-0.0124* (0.00691)	-0.0198*** (0.00720)	-0.00883 (0.00679)	-0.0116 (0.00706)	-0.00149 (0.00614)	0.0164*** (0.00480)	0.00742 (0.00523)	0.00364 (0.00560)
Auto	0.105*** (0.00778)	0.110*** (0.0226)	0.0964*** (0.0230)	0.0586*** (0.0224)	0.0924*** (0.0221)	0.0918*** (0.0200)	0.138*** (0.0213)	0.114*** (0.0216)	0.135*** (0.0228)
Txexo	-0.343*** (0.00826)	-0.219*** (0.0205)	-0.298*** (0.0229)	-0.326*** (0.0235)	-0.330*** (0.0234)	-0.380*** (0.0226)	-0.404*** (0.0242)	-0.385*** (0.0236)	-0.352*** (0.0230)
Indicatrices sectorielles annuelles	Oui Oui	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non
Nombre d'observations	203,298	19,861	20,219	22,115	23,445	30,564	29,927	29,399	27,768
Nombre d'entreprises	33,584	19,861	20,219	22,115	23,445	30,564	29,927	29,399	27,768
Pseudo R ²	0.229	0.232	0.232	0.232	0.241	0.222	0.234	0.223	0.224
LL	-101249.703	-10171.677	-10252.039	-11149.537	-11653.503	-15174.334	-14429.158	-14497.523	-13744.642

Note : Écarts types estimés robustes entre parenthèses. ***, **, *, désignent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%.
Les coefficients estimés correspondent aux effets marginaux calculés comme des élasticités.

Tableau 6. Estimation du modèle Logit par secteur d'activité sur la période 2004-2011

VARIABLES	Industries Alimentaires	Industrie Chimique	Industrie Pharmaceutique	Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique	Fabrication de Machines et Équipements	Industrie Automobile
	ProbExport	ProbExport	ProbExport	ProbExport	ProbExport	ProbExport
InEff	1.094*** (0.0250)	0.289*** (0.0152)	0.0571* (0.0337)	0.463*** (0.0170)	0.537*** (0.0146)	0.735*** (0.0367)
LnAge	0.609*** (0.0423)	0.000958 (0.0350)	-0.00328 (0.0531)	0.223*** (0.0317)	0.0741*** (0.0287)	0.00619 (0.0664)
DettesCT	0.0141*** (0.00294)	0.0127*** (0.00215)	0.00687*** (0.00223)	0.000851 (0.00306)	0.00481* (0.00254)	0.0104* (0.00604)
DettesLT	-0.0276*** (0.00944)	0.00631 (0.00531)	0.00953 (0.00633)	0.0261*** (0.00535)	0.00395 (0.00461)	0.0289*** (0.0105)
Auto	0.0374 (0.0275)	0.0576** (0.0249)	0.0226 (0.0380)	0.0269 (0.0236)	0.139*** (0.0208)	0.168*** (0.0440)
Txexo	-1.422*** (0.0512)	-0.0574*** (0.0150)	-0.0401** (0.0199)	-0.175*** (0.0212)	-0.149*** (0.0168)	-0.276*** (0.0470)
Indicatrices sectorielles annuelles	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui
Nombre d'observations	40,711	4,509	856	8,499	11,840	3,614
Nombre d'entreprises	7176	688	125	1352	1786	554
Pseudo R ²	0.262	0.105	0.031	0.134	0.174	0.172
LL	-11449.687	-2523.304	-391.000	-4969.361	-6730.121	-2056.601

Note : Écarts types estimés robustes entre parenthèses. ***, **, *, désignent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%.
Les coefficients estimés correspondent aux effets marginaux calculés comme des élasticités.

Tableau 7. Estimation du modèle Logit multinomial sur l'ensemble de la période 2004-2011

VARIABLES	Non exportatrice	Exportatrice occasionnelle	Exportatrice fréquente	Toujours exportatrice
lnEff	-0.958*** (0.00890)	-0.244*** (0.0115)	0.371*** (0.00956)	1.024*** (0.00852)
LnAge	-0.350*** (0.0102)	0.121*** (0.0170)	0.298*** (0.0175)	0.354*** (0.0171)
DettesCT	-0.0112*** (0.000940)	-0.00678*** (0.00166)	0.00263* (0.00149)	0.0195*** (0.00119)
DettesLT	0.00233* (0.00135)	-0.0125*** (0.00308)	0.00399 (0.00323)	-0.000439 (0.00330)
Auto	-0.0848*** (0.00650)	-0.0344*** (0.0115)	0.0585*** (0.0119)	0.166*** (0.0117)
Txexo	0.171*** (0.00331)	-0.0402*** (0.00887)	-0.262*** (0.0112)	-0.536*** (0.0131)
Indicatrices sectorielles	Oui	Oui	Oui	Oui
Indicatrices annuelles	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	203,298	203,298	203,298	203,298
Pseudo R ²	0.175	0.175	0.175	0.175
LL	-209768.158	-209768.158	-209768.158	-209768.158

Note : Écarts types estimés robustes entre parenthèses. ***, **, * désignent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%.
Les coefficients estimés correspondent aux effets marginaux calculés comme des élasticités.

Tableau 8. Estimation du modèle Logit multinomial par secteur d'activité sur la période 2004-2011

VARIABLES	Industries Alimentaires				Industrie Chimique				Industrie Pharmaceutique			
	Non exportatrice	Exportatrice occasionnelle	Exportatrice fréquente	Toujours exportatrice	Non exportatrice	Exportatrice occasionnelle	Exportatrice fréquente	Toujours exportatrice	Non exportatrice	Exportatrice occasionnelle	Exportatrice fréquente	Toujours exportatrice
InEff	-0.493*** (0.0114)	0.499*** (0.0339)	1.081*** (0.0337)	1.508*** (0.0343)	-1.462*** (0.103)	-0.739*** (0.112)	-0.138** (0.0564)	0.420*** (0.0255)	-1.641*** (0.441)	-1.032*** (0.355)	0.286** (0.113)	-0.0148 (0.0696)
LnAge	-0.205*** (0.0117)	0.472*** (0.0475)	0.370*** (0.0563)	0.863*** (0.0660)	-0.0193 (0.120)	-0.00931 (0.146)	0.322*** (0.0898)	-0.136*** (0.0524)	0.364 (0.536)	0.613 (0.694)	-0.146 (0.162)	-0.00152 (0.101)
DettesCT	- 0.00474*** (0.00107)	-0.00815** (0.00386)	0.0117*** (0.00442)	0.0260*** (0.00402)	-0.0625*** (0.0180)	-0.0145 (0.0170)	0.0113 (0.00887)	0.00974** (0.00476)	-0.110 (0.113)	-0.0128 (0.0299)	-0.0692** (0.0290)	0.0186*** (0.00342)
DettesLT	0.00881*** (0.00155)	-0.0714*** (0.0103)	0.0218* (0.0120)	-0.0611*** (0.0150)	0.00608 (0.0171)	-0.0477* (0.0264)	0.00220 (0.0151)	0.00550 (0.00818)	0.0908* (0.0464)	-0.222*** (0.0838)	-0.103** (0.0414)	0.0280** (0.0117)
Auto	-0.00449 (0.00626)	-0.0755*** (0.0289)	0.100*** (0.0384)	0.0452 (0.0401)	-0.137* (0.0826)	-0.327*** (0.103)	0.0537 (0.0627)	0.0872** (0.0361)	-0.0319 (0.395)	-0.765*** (0.272)	0.0950 (0.115)	0.00377 (0.0706)
Txexo	0.188*** (0.00556)	-0.458*** (0.0475)	-1.488*** (0.0689)	-2.029*** (0.0834)	0.100*** (0.0248)	0.0345 (0.0406)	0.0536* (0.0280)	-0.113*** (0.0230)	0.154** (0.0641)	0.120 (0.0991)	0.0363 (0.0429)	-0.0701** (0.0349)
Indicatrices sectorielles annuelles	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui
Nombre d'observations	40,711	40,711	40,711	40,711	4,509	4,509	4,509	4,509	856	856	856	856
Pseudo R ²	0.192	0.192	0.192	0.192	0.072	0.072	0.072	0.072	0.056	0.056	0.056	0.056
LL	-24587.966	-24587.966	-24587.966	-24587.966	-5108.834	-5108.834	-5108.834	-5108.834	-797.603	-797.603	-797.603	-797.603

Note : Écarts types estimés robustes entre parenthèses. ***, **, *, désignent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les coefficients estimés correspondent aux effets marginaux calculés comme des élasticités.

Tableau 9. Estimation du modèle Logit multinomial par secteur d'activité sur la période 2004-2011

VARIABLES	Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique				Fabrication de Machines et Équipements				Industrie Automobile			
	Non exportatrice	Exportatrice occasionnelle	Exportatrice fréquente	Toujours exportatrice	Non exportatrice	Exportatrice occasionnelle	Exportatrice fréquente	Toujours exportatrice	Non exportatrice	Exportatrice occasionnelle	Exportatrice fréquente	Toujours exportatrice
InEff	-1.467*** (0.0637)	-0.917*** (0.0747)	-0.346*** (0.0504)	0.875*** (0.0306)	-1.727*** (0.0567)	-1.082*** (0.0606)	-0.0989** (0.0386)	0.895*** (0.0249)	-1.633*** (0.100)	-0.910*** (0.105)	0.352*** (0.0723)	1.159*** (0.0587)
LnAge	-0.627*** (0.0799)	-0.136 (0.0915)	0.272*** (0.0728)	0.196*** (0.0547)	-0.225*** (0.0612)	-0.00651 (0.0768)	0.0802 (0.0604)	0.0867* (0.0471)	0.0349 (0.0921)	-0.378*** (0.121)	0.424*** (0.124)	-0.121 (0.103)
DettesCT	-0.0151* (0.00904)	0.00264 (0.00873)	-0.0114 (0.00752)	0.0106** (0.00429)	-0.00910 (0.00630)	-0.0161* (0.00855)	-0.0116* (0.00627)	0.0149*** (0.00368)	-0.0246* (0.0140)	-0.0228* (0.0130)	0.00236 (0.0114)	0.0272*** (0.00898)
DettesLT	-0.0751*** (0.0169)	0.00105 (0.0171)	-0.0507*** (0.0137)	0.0580*** (0.00883)	-0.0301*** (0.00890)	0.0241** (0.00974)	0.0306*** (0.00797)	-0.0142* (0.00822)	-0.0543*** (0.0154)	-0.00475 (0.0175)	0.0249 (0.0185)	0.0540*** (0.0165)
Auto	0.00965 (0.0498)	-0.108* (0.0641)	-0.146*** (0.0473)	0.129*** (0.0387)	-0.333*** (0.0409)	0.0421 (0.0492)	0.0279 (0.0404)	0.199*** (0.0325)	-0.419*** (0.0580)	0.250*** (0.0756)	0.265*** (0.0730)	0.118* (0.0697)
Txexo	0.282*** (0.0282)	0.226*** (0.0376)	-0.0411 (0.0338)	-0.362*** (0.0370)	0.185*** (0.0160)	0.0762*** (0.0217)	-0.215*** (0.0275)	-0.161*** (0.0275)	0.192*** (0.0358)	0.197*** (0.0506)	0.0595 (0.0669)	-0.748*** (0.0916)
Indicatrices sectorielles annuelles	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui
Nombre d'observations	8,499	8,499	8,499	8,499	11,840	11,840	11,840	11,840	3,614	3,614	3,614	3,614
Pseudo R ²	0.103	0.103	0.103	0.103	0.125	0.125	0.125	0.125	0.142	0.142	0.142	0.142
LL	-10149.038	-10149.038	-10149.038	-10149.038	-13950.812	-13950.812	-13950.812	-13950.812	-4200.269	-4200.269	-4200.269	-4200.269

Note : Écarts types estimés robustes entre parenthèses. ***, **, *, désignent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les coefficients estimés correspondent aux effets marginaux calculés comme des élasticités.

Tableau 10. Estimation du modèle TOBIT sur l'ensemble de la période et par année

VARIABLES	MCO	FE	Tobit								
	TxExport	TxExport	Total période TxExport	2004 TxExport	2005 TxExport	2006 TxExport	2007 TxExport	2008 TxExport	2009 TxExport	2010 TxExport	2011 TxExport
InEff	0.0343*** (0.000412)	0.00557*** (0.00129)	0.090*** (0.001)	0.093*** (0.002)	0.089*** (0.002)	0.091*** (0.002)	0.090*** (0.002)	0.088*** (0.002)	0.088*** (0.002)	0.087*** (0.002)	0.090*** (0.002)
LnAge	-0.00342*** (0.000480)	-0.00260** (0.00118)	0.016*** (0.001)	0.013*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.022*** (0.004)	0.024*** (0.004)
DettesCT	0.0537*** (0.00713)	0.00425 (0.00491)	0.212*** (0.016)	0.423*** (0.058)	0.413*** (0.058)	0.300*** (0.057)	0.296*** (0.055)	0.229*** (0.047)	0.206*** (0.041)	0.066* (0.036)	0.109*** (0.040)
DettesLT	-0.0359*** (0.00261)	-0.00214 (0.00259)	-0.040*** (0.009)	-0.069*** (0.025)	-0.090*** (0.026)	-0.062** (0.027)	-0.067** (0.027)	-0.088*** (0.025)	0.031 (0.023)	0.005 (0.025)	0.004 (0.026)
Auto	0.0264*** (0.00198)	0.00470* (0.00277)	0.078*** (0.005)	0.096*** (0.015)	0.082*** (0.015)	0.062*** (0.015)	0.078*** (0.015)	0.061*** (0.014)	0.087*** (0.013)	0.075*** (0.013)	0.089*** (0.013)
Txexo	-0.187*** (0.00540)	-0.0230*** (0.00721)	-0.908*** (0.020)	-0.903*** (0.067)	-1.018*** (0.067)	-1.018*** (0.063)	-0.915*** (0.057)	-0.832*** (0.050)	-0.939*** (0.051)	-0.887*** (0.049)	-0.886*** (0.052)
Constante	-0.0244*** (0.00191)	0.0597*** (0.00332)	-0.522*** (0.006)	-0.501*** (0.015)	-0.472*** (0.015)	-0.473*** (0.015)	-0.503*** (0.015)	-0.511*** (0.015)	-0.535*** (0.015)	-0.531*** (0.015)	-0.557*** (0.016)
Indicatrices sectorielles annuelles	Oui Oui	Non Oui	Oui Oui	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non	Oui Non
Nombre d'observations	203,298	203,298	203,298	19,861	20,219	22,115	23,445	30,564	29,927	29,399	27,768
Nombre d'entreprises	33,584	33,584	33,584	19,861	20,219	22,115	23,445	30,564	29,927	29,399	27,768
Statistique du test de Fisher	700.76***	11.68***									
R ²	0.172										
R ² within		0.0014									
R ² between		0.1184									
R ² overall		0.1021									
Pseudo R ²			0.301	0.320	0.314	0.307	0.306	0.257	0.304	0.310	0.314
LL			-69255.671	-6486.671	-6689.958	-7549.912	-8119.252	-11438.225	-9982.741	-9610.074	-9076.403

Note : Écarts types estimés robustes entre parenthèses. ***, **, *, désignent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%.

MCO : Moindres Carrées Ordinaires. FE : modèle à effets fixes.

Tableau 11. Estimation du modèle TOBIT par secteur sur la période 2004-2011

VARIABLES	Industries Agro-Alimentaires	Industrie Chimique	Industrie Pharmaceutique	Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique	Fabrication de Machines et Équipements	Industrie Automobile
	TxExport	TxExport	TxExport	TxExport	TxExport	TxExport
InEff	0.098*** (0.003)	0.071*** (0.004)	-0.008 (0.008)	0.074*** (0.003)	0.121*** (0.003)	0.099*** (0.005)
LnAge	0.041*** (0.004)	-0.024*** (0.007)	-0.023 (0.014)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.003 (0.007)
DettesCT	0.202*** (0.037)	0.586*** (0.104)	-0.398*** (0.137)	0.248*** (0.060)	0.121 (0.076)	0.270*** (0.100)
DettesLT	-0.072*** (0.020)	-0.028 (0.066)	-0.335*** (0.107)	0.169*** (0.034)	-0.111** (0.047)	0.289*** (0.080)
Auto	0.041*** (0.014)	0.117*** (0.032)	-0.154** (0.063)	0.121*** (0.017)	0.080*** (0.017)	0.191*** (0.031)
Txexo	-1.561*** (0.065)	-1.325*** (0.141)	-1.314*** (0.357)	-0.695*** (0.074)	-1.040*** (0.088)	-0.716*** (0.136)
Constante	-0.537*** (0.019)	-0.006 (0.035)	0.440*** (0.078)	-0.183*** (0.016)	-0.272*** (0.016)	-0.387*** (0.031)
Indicatrices sectorielles annuelles	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui	Non Oui
Nombre d'observations	40,711	4,509	856	8,499	11,840	3,614
Nombre d'entreprises	7176	688	125	1352	1786	554
Pseudo R ²	0.284	0.130	0.051	0.293	0.285	0.328
LL	-8247.126	-2489.946	-382.270	-2080.847	-4733.086	-1136.537

Note : Écarts types estimés robustes entre parenthèses. ***, **, *, désignent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%.

MCO : Moindres Carrées Ordinaires. FE : modèle à effets fixes.

Remerciements : Les auteurs remercient Alexander Coad, Jackie Krafft et Angelo Secchi pour les remarques et suggestions apportées à une version précédente de cet article. Elles sont également reconnaissantes à Cyril Hagneré de l'ACOSS pour avoir mis à leur disposition les données nécessaires à cette recherche. Elles restent entièrement responsables des erreurs ou omissions pouvant demeurer.