

La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers

Ines Bueno* et Guy Lalanne**

Nous estimons la réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers qui a eu lieu à la fin des années 1990 et qui résulte principalement de la signature du cycle d'Uruguay. Cette analyse s'appuie sur les données douanières françaises ainsi que sur les tarifs douaniers fournis par la base de données commerciales de l'OMC (TRAINS). Le fait que les tarifs douaniers varient au cours du temps permet d'exploiter la structure de panel des données. La réaction estimée des entreprises à une modification des coûts variables à l'exportation s'en trouve fortement affectée. En coupe, on trouve en effet que la baisse des tarifs douaniers a eu un impact aussi bien sur le nombre d'entreprises exportatrices – la *marge extensive* – que sur les exportations par entreprise – la *marge intensive*. Avec des données en panel, seule la marge intensive réagit aux réductions tarifaires. Selon ces mêmes données, les exportateurs en place avant la signature du cycle d'Uruguay seraient responsables de 95 % de la réponse des exportations françaises à la baisse des droits de douane ; et les entreprises répondent à cette réduction des coûts en augmentant les montants exportés par produit plutôt qu'en exportant de nouveaux produits.

* Banque d'Italie, ines.buono@bancaditalia.it

** Direction générale du Trésor, Minefi [Guy.LALANNE@dgtresor.gouv.fr]. Au moment de la rédaction de cet article, Guy Lalanne appartenait à la division Croissance et Politiques Macroéconomiques de l'Insee.

Nous remercions Françoise Le Gallo pour son aide sur les nomenclatures et Vivien Roussez pour son aide concernant les données douanières. Nous remercions également Matthieu Crozet, Éric Dubois, Hélène Erkel-Rousse, Farid Toubal ainsi qu'un rapporteur pour leurs commentaires sur une première version. Les opinions exprimées ici sont celles des auteurs et n'engagent ni la Banque d'Italie, ni l'Insee.

Si les variations des tarifs douaniers ont davantage d'effet sur les volumes exportés par l'entreprise que sur le nombre d'entreprises exportatrices, une réallocation des ressources s'opèrera vers ces dernières, habituellement plus grandes et plus productives que les autres (Bernard et al., 2007). À l'inverse, si les tarifs douaniers se répercutent davantage sur le nombre d'exportateurs, ils permettent de favoriser le développement des entreprises susceptibles de porter la croissance de demain. Le rôle des nouveaux exportateurs dans l'expansion des exportations françaises est donc une question de politique économique de la plus grande importance.

Les tarifs douaniers sont considérés dans cette étude comme une mesure des coûts variables liés à l'exportation ; les variations de ces tarifs prises en considération résultent de la réduction tarifaire multilatérale dans le cadre du cycle d'Uruguay. On estime les conséquences de ces variations sur deux dimensions des exportations françaises qui permettent de séparer les volumes exportés du nombre d'exportateurs : la *marge intensive* et la *marge extensive*. Ces définitions sont issues de la terminologie utilisée par exemple en économie du travail. La marge intensive se rapporte à l'évolution des facteurs continus (nombre d'heures travaillées par individu, montants exportés par entreprises). La marge extensive se rapporte à l'évolution des facteurs discrets (nombre de salariés, nombre d'entreprises exportatrices).

En particulier, on obtient un ordre de grandeur de l'effet des réductions tarifaires sur la marge extensive au niveau de l'entreprise (le nombre d'exportateurs), la marge intensive au niveau de l'entreprise (montant exporté moyen par entreprise, mais aussi par exportateur en place), la marge extensive au niveau du produit (nombre moyen de produits exportés par entreprise) et la marge intensive au niveau du produit (montant moyen exporté par entreprise et par produit).

À cet effet, les développements les plus récents de la recherche sur le commerce international sont mis à profit. Les nouveaux modèles théoriques introduisant de l'hétérogénéité entre les firmes (Mélitz (2003) et Chaney (2008), par exemple) ont été amenés à décomposer les variations des échanges commerciaux totaux selon les différentes marges. De plus, certains articles récents (Bernard *et al.* (2005)) ont souligné le rôle central joué par les entreprises les plus grandes dans les exportations, les seules à même d'exporter plusieurs produits. Les princi-

pales prédictions de ces modèles sont liées aux effets différenciés des coûts fixes et variables à l'exportation sur les marges du commerce.

Parmi les travaux empiriques antérieurs distinguant marges extensive et intensive, Eaton *et al.* (2004) trouvent, à partir de données des douanes françaises relatives à l'année 1986, que la marge extensive explique la majeure partie de la variance des exportations en coupe. Crozet et Koenig (2010) estiment des équations de gravité sur les deux marges en utilisant la distance comme mesure des coûts de transport. Ils calculent alors à partir des estimations les valeurs des paramètres structurels du modèle de Chaney (2008). Ces deux études attribuent un rôle important à la marge extensive.

Notre analyse se distingue des précédentes par l'utilisation des tarifs douaniers au lieu de la distance pour mesurer les coûts variables à l'exportation. Ces tarifs varient au cours du temps, ce qui permet d'exploiter la structure en panel des données et de prendre ainsi en compte l'hétérogénéité inobservée des couples secteur/pays de destination : les résultats s'en trouvent modifiés (Buono et Lalanne, 2009). Quand la structure de panel n'est pas exploitée les tarifs douaniers ont un effet significatif sur les deux marges (extensive et intensive), et ces deux effets sont du même ordre. Ces résultats sont comparables à ceux obtenus jusqu'ici par les études qui n'utilisaient que la distance. Cependant, la dimension temporelle de nos données fait ressortir que la réduction des tarifs d'un partenaire commercial dans un secteur donné ne se traduit que par une augmentation des montants exportés par entreprise. Nous considérons les problèmes économétriques induits par l'existence de flux nuls et par la structure d'hétéroscédasticité des données de commerce en estimant un modèle de Poisson (*Poisson Pseudo-Maximum Likelihood*, PPML).

Dans cette étude prolongeant notre travail antérieur, nous utilisons une nomenclature sectorielle plus fine (CITI4 (1) au lieu de NES3 (2)) afin de mieux relier un flux commercial au tarif douanier auquel l'exportateur a fait face (3). Cependant, la définition précédente des marges, qui correspond à celle employée par la littérature empirique sur le sujet, ne permet pas d'observer directement la dynamique d'entrée et de

1. Classification Internationale Type par Industrie.

2. Nomenclature Économique de Synthèse.

3. Les conclusions de l'étude précédente sont inchangées et semblent donc robustes à l'utilisation d'une nomenclature sectorielle plus fine.

sortie dans le champ des entreprises exportatrices. Il est en effet possible que la réduction des tarifs ait été accompagnée d'un fort renouvellement des entreprises, les anciens exportateurs étant remplacés par de nouveaux qui exportent des montants plus élevés. Cela conduit à étudier l'expansion des montants exportés par les exportateurs en place au début de la période. Aussi chercherons-nous à mesurer la part respective, dans les montants exportés, des exportateurs déjà en place et des nouveaux exportateurs. Nous utilisons également les données sur les échanges commerciaux au niveau des produits NC8 (4) (environ 8 841 produits manufacturés que nous rapprochons de la classification CITI4) afin d'estimer la part de la réponse des entreprises liée à l'augmentation du nombre de produits exportés.

Le cycle d'Uruguay a induit une hausse des exportations par entreprise, mais pas du nombre d'exportateurs

Dans un premier temps, nous répliquons les résultats obtenus par Buono et Lalanne (2009) sur des données plus désagrégées au niveau sectoriel (5). On utilise en effet 127 secteurs *manufacturiers* (niveau 4 de la classification

CITI) et 8 841 produits. Par exemple, le secteur « Fabrication de jeux et jouets » contient 23 produits au niveau NC8, tels que les puzzles, les billards et les cartes à jouer (6). Dans la mesure où cette étude concerne les exportations françaises, il est nécessaire d'y introduire les tarifs douaniers imposés par les pays tiers sur les produits européens, ainsi que leurs variations. Sur la période étudiée, celles-ci sont régies par un accord multilatéral : le cycle d'Uruguay.

Selon les rapports officiels de l'OMC, le cycle d'Uruguay (1986-1994) a rassemblé 117 pays qui se sont accordés sur des réductions de tarifs douaniers entre eux. Les accords ont porté sur les bornes supérieures limitant les tarifs douaniers. Cependant, de nombreux pays ont appliqué en réalité des taux plus faibles. Nous avons choisi d'utiliser ces tarifs douaniers effectifs (7)

4. *Nomenclature Combinée.*

5. *Cette partie reprend donc certains éléments de Buono et Lalanne (2009). Le lecteur pourra s'y référer pour une discussion beaucoup plus complète sur les données et sur les méthodes économétriques. L'encadré 1 décrit succinctement les données utilisées.*

6. *Les informations sur les produits sont utilisées dans la dernière partie de cet article, (influence des réductions tarifaires sur les marges produit).*

7. *Plus précisément, les tarifs douaniers ad-valorem moyens (moyenne non pondérée) par secteur. On peut se référer à l'encadré 1 pour plus de détails sur les données.*

Encadré 1

LES DONNÉES

Nous utilisons les données détaillées des Douanes. Une observation correspond au montant exporté d'un certain produit (au niveau NC8) par une entreprise installée en France vers un pays de destination, dès que l'entreprise exporte un montant total supérieur aux seuils en vigueur. Ces données ont une couverture très importante. La couverture théorique actuelle (nécessaire pour satisfaire les règlements européens) est de 97 % des exportations mais les données douanières ont un taux de couverture supérieur sur l'ensemble de la période que nous avons considérée.

Nous supprimons les observations se rapportant à des produits non identifiés, à certaines destinations singulières (principalement des zones spéciales et des îles inhabitées) et aux montants inférieurs à 1 000 euros (1). Nous ne conservons que les entreprises qui figurent également dans les fichiers BRN (Bénéfices Réels Normaux (2)) et y reportent un chiffre d'affaires à l'exportation non nul.

En utilisant une table de passage, nous faisons correspondre à chaque produit NC8 un secteur au niveau CITI4 et nous ne gardons que les observations correspondant aux secteurs manufacturiers (code CITI4 compris entre 1310 et 3720). Il reste alors 127 secteurs

et 8 841 produits. Les données contiennent des exportations vers 223 destinations et 56 517 entreprises.

Les distances entre pays proviennent du Cepii (Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales), les PIB en parité de pouvoir d'achat de la Banque Mondiale (*World Development Indicators*) et d'Andrew Rose pour l'appartenance à l'OMC ainsi que les variables indicatrices géographiques d'Andrew Rose.

Enfin, nous utilisons la base de données TRAINS-WTO (Système d'analyse et d'information commerciales de l'OMC), qui contient différentes mesures de tarifs douaniers (*Effective Applied Ad-Valorem Tariffs*, *Most Favoured Nation Tariff* et *Tariff Bound*) par pays et par secteur au niveau CITI4 de 1993 à 2002. Les deux principales limites de cette source sont le grand nombre de données manquantes et l'absence d'information sur les barrières non tarifaires aux échanges.

1. *Aucun biais n'est créé par cette censure en termes nominaux, le déflateur des exportations de biens manufacturés restant durant la période dans une bande large de 2,5 % entre 1994 et 2002.*

2. *Cette base fournit certaines caractéristiques et une partie du bilan des entreprises.*

pour trois raisons. Tout d'abord, il s'agit du tarif douanier effectivement appliqué aux entreprises. En second lieu, certains tarifs n'étant pas bornés avant le cycle d'Uruguay, cela exclut de mesurer la réduction de la borne pour les produits correspondants. Enfin, la réduction des bornes tarifaires montre beaucoup moins de variation sur la période que la réduction des tarifs effectifs.

Les réductions se sont pour l'essentiel étalées sur cinq ans (1995-2000), sauf exception (8). Le secteur agricole est exclu de l'analyse, étant donné son traitement particulier lors de ces négociations multilatérales.

L'amplitude de la réduction des tarifs est d'autant plus grande que ces derniers avaient avant le cycle d'Uruguay un niveau plus élevé (cf. graphique I). Les variations de tarifs douaniers au cours de la mise en place des réductions sont en outre très différentes suivant les pays et les secteurs (cf. graphique II) (9). Dans le cas de deux pays partenaires, l'un développé (l'Australie) et l'autre en voie de développement (les Philippines), elles sont suffisamment contrastées pour qu'une estimation de leurs effets soit possible. Il en est de même la majorité des pays considérés.

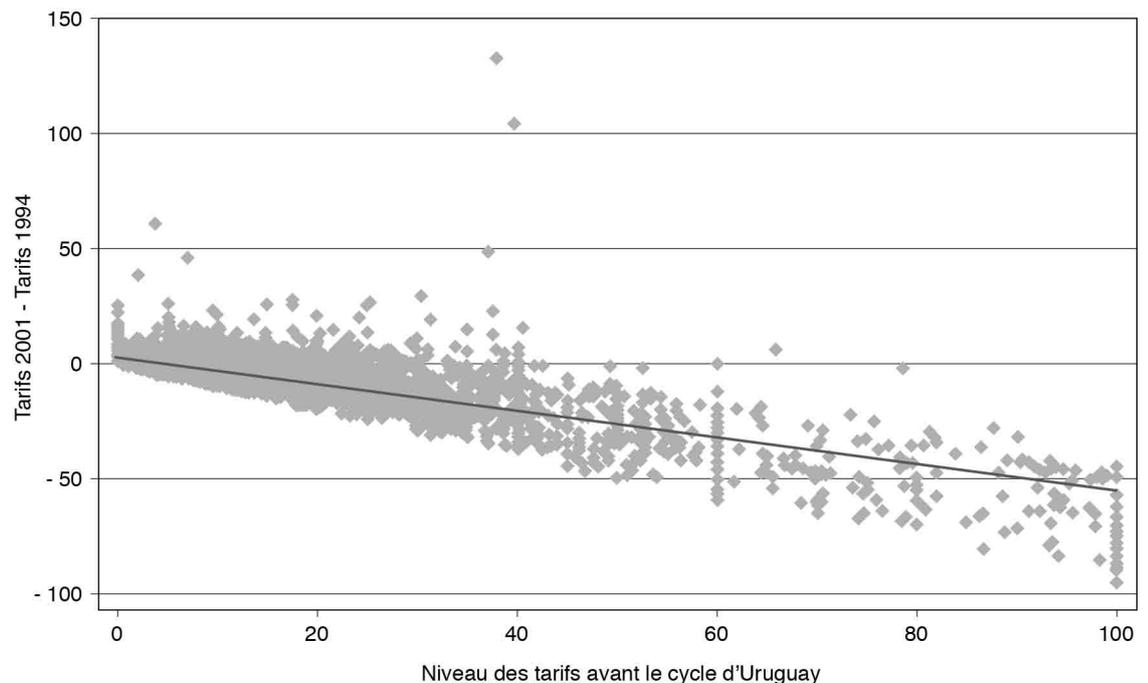
Il est possible de modéliser les exportations d'un pays vers un autre par une équation de gravité (10) les reliant à la distance entre ces deux pays et à leurs poids économiques respectifs. On a estimé une telle équation (cf. tableau 1). Les colonnes (1) à (3) présentent les résultats en omettant les tarifs douaniers, puis ils sont introduits dans les colonnes (4) à (6). La variable dépendante est tour à tour le montant total des exportations françaises vers une destination dans un secteur pour une année donnée, la marge extensive (le nombre d'exportateurs correspondant à ce flux) et la marge intensive (les exportations moyennes par entreprise pour ce même flux). Ces trois variables sont obtenues en agrégeant les données individuelles des douanes par cellule, une cellule correspondant à une année, un secteur et un pays de destination.

8. À l'exception de certains pays et de certains secteurs (notamment les produits du textile et de l'habillement qui faisaient partie de l'accord multifibre) pour lesquels les mesures ont été échelonnées jusqu'en 2004. La mise en place des mesures n'était pas totalement terminée au terme de notre période d'étude (2002). Cependant, nous considérons que la majeure partie des réductions tarifaires étaient déjà effectives à cette date.

9. Dans Buono et Lalanne (2009), nous expliquons plus en détail les caractéristiques des réductions liées au cycle d'Uruguay et les utilisons pour mener une approche par variables instrumentales.

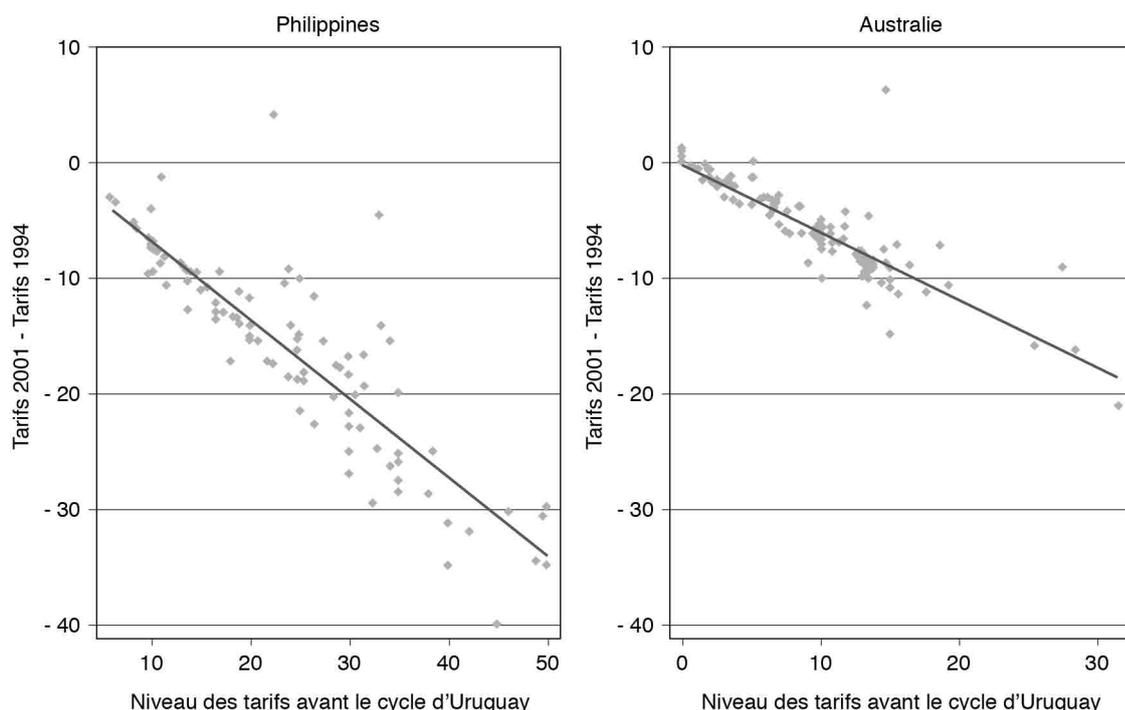
10. Ainsi dénommée par analogie avec l'équation de gravité des physiciens.

Graphique I
Réduction des tarifs douaniers appliqués aux produits européens



Lecture : on a représenté la baisse des tarifs douaniers entre 1994 (avant le cycle d'Uruguay) et 2001 (après le cycle d'Uruguay) en fonction de leur niveau initial en 1994. Chaque point correspond à une observation (un secteur dans un pays partenaire). Il apparaît que la réduction des tarifs a bien été effective et que son amplitude est liée à leur valeur initiale.
Source : base TRAINS et calculs des auteurs.

Graphique II
Réduction des tarifs douaniers appliqués aux produits européens
(cas de l'Australie et des Philippines)



Lecture : on a représenté la baisse des tarifs douaniers entre 1994 (avant le cycle d'Uruguay) et 2001 (après le cycle d'Uruguay) en fonction de leur niveau initial en 1994. Chaque point correspond à une observation (un secteur dans un pays partenaire). On constate des différences considérables entre le cas d'un pays développé (l'Australie) et celui d'un pays en voie de développement (les Philippines).

Source : base TRAINS et calculs des auteurs.

Tableau 1
Équations de gravité avec tarifs douaniers et variables de contrôle

Marge	Philippines			Australie			Total		
	Totale (1)	Extensive (2)	Intensive (3)	Totale (4)	Extensive (5)	Intensive (6)	Totale (7)	Extensive (8)	Intensive (9)
ln(tarifs)				-2,60*** (0,095)	-1,53*** (0,052)	-1,06*** (0,063)	-1,83*** (0,103)	-0,86*** (0,047)	-0,97*** (0,081)
ln(PIB)	0,88*** (0,002)	0,46*** (0,001)	0,42*** (0,002)	0,91*** (0,004)	0,48*** (0,002)	0,43*** (0,003)	1,29*** (0,123)	0,72*** (0,053)	0,57*** (0,099)
ln(distance)	-1,02*** (0,005)	-0,62*** (0,002)	-0,40*** (0,003)	-1,01*** (0,006)	-0,60*** (0,003)	-0,41*** (0,004)			
Appartenance à l'OMC	0,80*** (0,012)	0,64*** (0,006)	0,16*** (0,009)	0,87*** (0,023)	0,69*** (0,011)	0,18*** (0,017)	0,50*** (0,101)	0,29*** (0,047)	0,20*** (0,076)
Ancienne colonie	1,12*** (0,013)	0,97*** (0,006)	0,14*** (0,009)	1,36*** (0,025)	1,11*** (0,013)	0,25*** (0,018)			
Île	0,78*** (0,015)	0,53*** (0,007)	0,25*** (0,011)	0,54*** (0,021)	0,33*** (0,011)	0,21*** (0,015)			
Pays enclavé	-0,57*** (0,014)	-0,36*** (0,006)	-0,20*** (0,010)	-0,50*** (0,021)	-0,27*** (0,011)	-0,23*** (0,016)			
EF temporel	OUI								
EF sectoriel	OUI								
EF pays	NON	NON	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI
R ²	0,64	0,71	0,48	0,72	0,78	0,56	0,77	0,86	0,58
N obs	122 922	122 922	122 922	55 412	55 412	55 412	55 412	55 412	55 412

Lecture : EF = effets fixes. Variable expliquée : logarithme de chaque marge. *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %. Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits.

Source : données des douanes, base TRAINS, Cepii et calculs des auteurs (voir l'encadré 1 pour le détail).

Dans ces estimations, les principaux déterminants des équations de gravité sont inclus : le PIB du pays partenaire (le PIB français est ici colinéaire aux effets temporels puisqu'il s'agit de l'unique pays exportateur considéré), la distance, l'appartenance à l'OMC, une variable indicatrice pour les anciennes colonies et des variables indicatrices pour les îles et les pays enclavés (sans ouverture maritime). Toutes ces régressions font figurer des effets fixes temporels et sectoriels.

Les résultats sont conformes à la théorie et aux résultats des travaux empiriques antérieurs : toutes les variables participent à l'explication du volume total des exportations ainsi que des deux marges dans le sens attendu et de manière significative.

En particulier, l'effet du niveau des tarifs douaniers est toujours significatif au seuil de 1 % et s'exerce sur chacune des deux marges du commerce avec une ampleur voisine.

Le troisième jeu d'estimations (colonnes 7 à 9) prend en compte l'hétérogénéité inobservée des pays, ce que ne pouvaient pas faire les précédentes études mesurant les coûts variables à l'exportation par la distance, dans la mesure où la distance ne varie que selon la destination. L'avantage d'utiliser des tarifs douaniers réside en particulier dans ces multiples dimensions de variation, ce qui permet de s'abstraire des biais liés à l'hétérogénéité inobservée (ici des pays, puis, dans la suite, des couples pays/secteurs). En pratique, nous incluons dans les régressions des effets fixes par pays de destination et, par conséquent, les variables explicatives ne variant que suivant cette dimension disparaissent. Les résultats de ce troisième jeu d'estimation restent du même ordre de grandeur, une réduction des tarifs douaniers d'un point de pourcentage se répercutant par une hausse des exportations françaises de 1,7 % (11).

Les résultats concernant les tarifs douaniers pourraient souffrir d'un biais important si cette variable était endogène vis-à-vis des montants d'exportations. Certains pays pourraient par exemple choisir de protéger contre les produits de l'Union Européenne des secteurs dans lesquels celle-ci se signale par un avantage comparatif et des exportations importantes. Le coefficient estimé serait alors biaisé vers le haut. Inversement, certains tarifs douaniers peuvent être faibles si le pays doit dans tous les cas importer des biens en l'absence de secteur domestique performant, ce qui biaiserait vers le bas le coefficient estimé. Ces difficultés sont

résolues par l'introduction d'effets fixes croisés pays/secteurs (12), dans la mesure où les phénomènes décrits précédemment sont relativement stables dans le temps. L'approche utilisée pour limiter l'impact de cette détermination endogène des tarifs douaniers repose sur l'exploitation de la structure de panel de nos données, rendue possible par la variation temporelle des tarifs douaniers.

Des régressions incluant ces effets fixes croisés secteur-pays (*within*) ainsi que des effets temporels spécifiques à chaque secteur sont estimées ensuite successivement sur deux échantillons différents (cf. tableau 2). Le premier échantillon comporte toutes les années. L'effet des tarifs douaniers est alors peu significatif sur les exportations totales et non significatif sur les marges. De plus, les coefficients estimés sont divisés par 10 au regard des spécifications précédentes (partie A du tableau).

La relation entre les tarifs douaniers et les exportations apparaît maintenant fortement perturbée. Cela s'explique facilement : dans cette spécification, l'estimation de l'effet des tarifs sur les échanges repose uniquement sur la variation des tarifs entre deux années successives. Cela signifie que nous mesurons ainsi l'effet de la baisse des tarifs douaniers lors d'une année sur la hausse des exportations au cours de la même année. Or, les entreprises ne réagissent probablement qu'avec retard à cette baisse des coûts à l'exportation. Aussi ne conserve-t-on pour l'estimation de la seconde régression que les années précédant et suivant l'application du cycle d'Uruguay (1994 et 2001). L'effet de la baisse des tarifs sur les marges du commerce est alors estimé sur un intervalle de sept ans, ce qui permet de capter les réactions retardées des entreprises. Les résultats redeviennent significatifs et suggèrent que cette baisse joue essentiellement sur la marge intensive, l'effet sur la marge extensive n'étant significatif qu'au seuil de 10 % et ne représentant que 21 % de l'effet total.

Par conséquent, même s'il y a plus d'exportateurs dans les secteurs et pour les destinations où les tarifs douaniers sont plus bas, la réduction de ces tarifs a amené peu d'entreprises supplémentaires à exporter.

11. $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-1,83) \approx 0,017$. Les tarifs douaniers figurent dans les régressions sous la forme $\ln(1 + \tau)$ où τ est le tarif ad-valorem. Une justification théorique est donnée par Buono et Lalanne (2009). Dans toute la suite, l'ordre de grandeur des effets de la baisse des tarifs est obtenu en supposant une baisse d'un point de pourcentage de 10 % à 9 %, ce qui se situe autour de leur moyenne en 2001.

12. Buono et Lalanne (2009) complètent cette approche par une estimation par variables instrumentales.

Dans la partie C du tableau 2, nous prenons en compte les flux nuls, omis jusque-là, et traitons le problème de l'hétéroscédasticité en niveau des données de commerce (cf. encadré 2). Les régressions précédentes n'incluaient pas les flux nuls car la spécification en logarithme ne le permettait pas. Afin de les introduire, nous suivons la méthode de Santos Silva et Tenreiro (2006), qui consiste à estimer un modèle de Poisson par pseudo-maximum de vraisemblance (PPML). Puisque le modèle est estimé directement sur les variables en niveau et non plus en logarithme, il est possible d'inclure les flux nuls. De plus, si le terme d'erreur est hétéroscédastique en niveau, une estimation sur les logarithmes crée un biais de variable omise (cf. encadré 2). La technique d'estimation maintenant adoptée permet de contourner cette difficulté. Enfin, en utilisant une vraisemblance conditionnelle, il est facile de s'abstraire des paramètres de nuisance générés par l'introduction de nombreux effets fixes.

Les résultats obtenus confirment que la marge extensive a peu réagi à la baisse des tarifs douaniers. Les coefficients sont identiques à ceux obtenus avec la même technique d'estimation par Buono et Lalanne (2009) à un niveau d'agrégation sectorielle plus élevé. Les résultats de l'estimation par moindres carrés ordinaires (MCO) conduisent à des coefficients divisés par deux par rapport à ceux de l'estimation par un modèle de Poisson et ceux de Buono et Lalanne (2009) (MCO et PPML). La spécification des MCO est très fortement rejetée par le test de

Park, alors que le test de la régression de Gauss-Newton ne permet pas de rejeter la spécification PPML (cf. encadré 2 pour un aperçu de ces tests de spécification). Aussi considérons-nous comme centrale la spécification PPML. Les résultats de Buono et Lalanne (2009) sont confirmés au niveau CITI4 de la classification sectorielle : en prenant en compte l'hétérogénéité inobservée des couples secteurs/pays de destination, c'est principalement la marge intensive qui a réagi aux baisses de tarifs douaniers.

Une réduction uniforme des tarifs douaniers d'un point de pourcentage augmenterait ainsi les exportations de 2,1 % (13) (soit environ 4,4 milliards d'euros rapportés aux exportations manufacturières de 2002) et le nombre d'exportateurs de 0,5 % (14) (soit environ 3 470 entreprises rapportées aux entreprises exportatrices de 2002). L'estimation de l'élasticité de la marge intensive ne peut être réalisée à cause de l'inclusion des flux nuls. En effet, cette marge n'est pas définie en l'absence d'exportateurs. Mais l'effet moyen sur la marge intensive peut être obtenu comme solde (15). Ainsi, les exportations par entreprise augmenteraient de 1,6 % (soit 1,3 million d'euros par entreprise).

13. $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-2,34) \approx 0,021$.

14. $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-0,53) \approx 0,005$.

15. Comme la spécification est multiplicative, l'élasticité moyenne est l'élasticité estimée. Au niveau agrégé, l'élasticité moyenne de la marge intensive est donc égale à la différence entre l'élasticité estimée du total et l'élasticité estimée de la marge extensive en utilisant les définitions des marges au niveau agrégé.

Tableau 2
Équations de gravité avec tarifs douaniers : régression *within*

	Marge			Nombre d'observations
	Totale	Extensive	Intensive	
A : Spécification avec EF secteur-année et secteur-pays, échantillon total				
ln(tarifs)	- 0,17*	- 0,04	- 0,13	57 437
	(0,10)	(0,04)	(0,09)	
R ²	0,92	0,96	0,83	
B : Spécification avec EF secteur-année, pays-année et secteur-pays, échantillon avant/après le cycle d'Uruguay				
ln(tarifs)	- 1,12***	- 0,24*	- 0,87***	9 890
	(0,35)	(0,13)	(0,31)	
R ²	0,90	0,96	0,80	
<i>p-value</i> du test de Park	0,00			
C : Modèle de Poisson avec EF secteur-année, pays-année et secteur-pays, échantillon avant/après le cycle d'Uruguay				
Tarifs	- 2,34***	- 0,53***		11 032
	(0,00)	(0,10)		
<i>p-value</i> du test de la régression de Gauss-Newton	0,19			

Lecture : variable expliquée : logarithme de chaque marge (parties A et B), niveau de chaque marge (partie C). EF = effets fixes. *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %. Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits. Le nombre d'observations pour la partie A est légèrement supérieur à celui mentionné pour les trois dernières colonnes du tableau 1 car certaines données de PIB ne sont pas disponibles.

Source : données douanières, base de données TRAINS (cf. encadré 1) et calculs des auteurs.

Les estimations aboutissant aux résultats précédents incluent les pays de l'Union Européenne. Pour ces pays, les tarifs douaniers sont restés nuls sur l'ensemble de la période. Nous avons donc répliqué les régressions précédentes en en excluant les 15 pays constituant l'Union Européenne à partir de 1995 et les résultats sont identiques. Dans notre précédente étude, deux autres tests de robustesse étaient effectués : les tarifs douaniers moyens vis-à-vis du reste du monde étaient introduits pour prendre en compte le niveau d'ouverture moyen des pays

partenaires et une approche par variable instrumentale en utilisant les caractéristiques du cycle d'Uruguay permettait de traiter de façon rigoureuse les problèmes d'endogénéité. Aucune de ces extensions ne se traduisait par un changement important des résultats.

Dans cette étude, comme dans la précédente (Buono et Lalanne, 2009), l'élasticité des exportations aux tarifs douaniers est estimée aux alentours de - 2, ce qui correspond à l'ordre de grandeur estimé par Baier et Bergstrand

Encadré 2

MODÈLE DE POISSON

Dans cet encadré, nous présentons les avantages de l'estimation d'un modèle de Poisson par pseudo-maximum de vraisemblance (PPML), comme préconisé par Santos Silva et Tenreyro (2006). Dans un premier temps, nous montrons comment des problèmes d'hétéroscédasticité peuvent se traduire par des biais lorsque l'équation de gravité est estimée en logarithme. Supposons que le vrai modèle soit :

$$\Gamma_{j,t,s} = \exp(\alpha Z_{j,t,s}) \mu_{j,t,s} (1),$$

où j désigne le pays partenaire, s le secteur et t le temps. α est le vecteur des paramètres à estimer, $Z_{j,t,s}$ le vecteur des variables explicatives en logarithme, $\mu_{j,t,s}$ le terme d'erreur et Γ la marge totale X (en niveau) ou la marge extensive N (en niveau). Plus généralement, la variable expliquée doit prendre des valeurs positives ou nulles. Si le terme d'erreur est centré autour de 1 mais hétéroscédastique, alors

$$\mathbb{E}[\mu_{j,t,s} | Z_{j,t,s}] = 1 \text{ et } \mathbb{V}[\mu_{j,t,s} | Z_{j,t,s}] \equiv f(Z_{j,t,s})$$

où f est une fonction non constante. Dans ce cas, le terme d'erreur ($\varepsilon_{j,t,s}$) de l'équation en logarithme vérifie les propriétés suivantes :

$$\varepsilon_{j,t,s} = \ln(\mu_{j,t,s}) \text{ avec } \mathbb{E}[\varepsilon_{j,t,s} | Z_{j,t,s}] = -\frac{1}{2} \ln(1 + f(Z_{j,t,s}))$$

Ainsi, l'estimation de l'équation en logarithme conduit à un biais de variable omise car le terme d'erreur n'est pas orthogonal au vecteur des variables explicatives.

Santos Silva et Tenreyro (2006) suggèrent de résoudre cette difficulté en utilisant l'estimation PPML. Cette méthode d'estimation repose sur l'hypothèse que la fonction f est proportionnelle à l'espérance conditionnelle de la variable dépendante $\mathbb{E}[\Gamma_{j,t,s} | Z_{j,t,s}]$. Cette hypothèse est généralement acceptée pour les données de commerce (voir Siliverstovs et Schumacher (2007) et Burger *et al.* (2009) pour une discussion plus approfondie) et l'estimateur par PPML est, sous cette hypothèse, plus efficace que l'estimateur générique des moindres carrés non linéaires de l'équation (1). Ainsi, nous estimons le modèle de Poisson suivant :

$$\Gamma_{j,t,s} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \theta_{j,t,s} + \delta_{j,t} + \delta_{s,t} + \delta_{j,s} + \varepsilon_{j,t,s})$$

où θ désigne la variable de tarif $\ln(1 + \tau)$, τ correspondant au tarif *ad-valorem* et δ représente un jeu d'effets fixes.

Cette approche permet de traiter simultanément trois problèmes :

- la difficulté liée à l'existence de paramètres de nuisance induits par les effets fixes dans un modèle non linéaire est résolue par le calcul d'une vraisemblance conditionnelle ;
- les flux nuls peuvent être inclus dans la régression puisque la variable dépendante n'est pas exprimée en logarithme ;
- l'hétéroscédasticité dans le terme d'erreur en niveau est prise en compte.

Comme l'ont suggéré Santos Silva et Tenreyro (2006), des tests sont nécessaires pour choisir, par exemple, entre l'estimation de la spécification en logarithme par les MCO et l'estimation en niveau par PPML puisque les deux spécifications reposent sur des hypothèses particulières concernant la variance du terme d'erreur (la fonction f). Santos Silva et Tenreyro (2006) proposent plusieurs tests de spécification. Deux d'entre eux nous concernent plus particulièrement : le test de Park pour la validité des MCO et le test de la régression de Gauss-Newton pour la validité de l'estimation PPML. Ces tests consistent à tester des valeurs spécifiques de λ_1 dans la fonction de variance :

$$\mathbb{V}[\Gamma_{j,t,s} | Z_{j,t,s}] = \lambda_0 \mathbb{E}[\Gamma_{j,t,s} | Z_{j,t,s}]^{\lambda_1}$$

Le test de Park revient à tester l'hypothèse nulle $\lambda_1 = 2$ sous laquelle les MCO sont valides et le test de la régression de Gauss-Newton revient à tester l'hypothèse nulle $\lambda_1 = 1$, sous laquelle l'estimateur PPML est asymptotiquement efficace. Si l'hypothèse nulle est rejetée, il n'y a pas de biais de variable omise pour l'estimateur PPML puisque l'estimation est faite en niveau et non pas en logarithme.

(2001) et Haveman *et al.* (2003). La décomposition de l'élasticité selon les marges a été estimée par Debaere et Mostashari (2010) sur des données agrégées américaines, mais concernait les importations et utilisait une définition macroéconomique des deux marges (nombre de produits et exportations par produit). Le résultat le plus comparable au nôtre est celui de Feinberg et Keane (2009) qui estiment un modèle structurel de décision d'exportations sur les entreprises multinationales aux États-Unis et au Canada. Ils ne trouvent aucun effet des tarifs douaniers sur les décisions d'exportations.

La faible réaction de la marge extensive (à la fois au niveau de l'entreprise et au niveau du produit) suggère donc, soit que les entreprises qui auraient eu intérêt à se mettre à exporter ont fait face à des rigidités (sur le marché du crédit ou du travail, par exemple) ou à des barrières à l'entrée, soit que la réduction tarifaire a été trop faible au regard des coûts fixes à l'exportation pour générer une réaction de la marge extensive. Ces coûts fixes, qui peuvent aller des frais administratifs à la mise en place d'un réseau de distribution local, peuvent être réduits par des mesures de politique économique. Nos résultats suggèrent alors que ces mesures pourraient être complémentaires aux réductions tarifaires afin d'amplifier la réponse des exportations via la marge extensive. Selon les implications normatives des nouveaux modèles de commerce international s'inspirant de Méliz (2003), l'émergence de nouveaux exportateurs assurerait une plus grande efficacité productive, les nouveaux exportateurs voyant leur taille augmenter au détriment d'entreprises moins productives et cantonnées à un seul secteur.

Distinguer les exportateurs déjà en place des nouveaux exportateurs

D'après les résultats de la partie précédente, la réaction aux baisses de tarifs douaniers ne semble pas s'être traduite par un accroissement du nombre d'exportateurs, mais plutôt par des exportations moyennes par entreprise plus élevées. L'explication de ce phénomène se situe entre deux cas de figure extrêmes :

- Les taux d'entrée et de sortie dans le statut d'exportateur ont en réalité été élevés. Les exportateurs en place ont été remplacés par de nouveaux exportateurs traitant de plus gros volumes.
- Les exportateurs en place au début de la période ont joué un rôle primordial et l'essentiel de la réaction à la baisse des tarifs a transité par l'augmentation de leurs exportations.

Nous utilisons pour déterminer le poids relatif de ces deux explications des données douanières d'entreprise. Par souci de cohérence avec la définition d'un flux d'exportation (cf. encadré 1), nous utilisons une définition restrictive d'un exportateur en place (16) : un flux est affecté à un exportateur en place si l'entreprise exportait déjà en début de période vers le pays et dans le secteur servant à définir le flux (17).

Même si le rôle des exportateurs en place a été prépondérant, la contribution des nouveaux exportateurs à la croissance des exportations françaises n'a pas été marginale.

Plus d'un exportateur de 2002 sur 10 l'est devenu entre 1994 et 2000...

La part des entreprises qui exportaient déjà l'année précédente (vers le même pays dans le même secteur, d'après la définition) oscille autour de 60 % (cf. tableau 3). Cela implique qu'un nombre considérable d'entreprises acquièrent le statut d'exportateur chaque année (qu'il s'agisse de leur première entrée dans cette catégorie ou non). Cependant, les nouveaux exportateurs traitent uniquement de petits montants, puisqu'une très large part (autour de 90 %, deuxième colonne du tableau 3) des exportations sont effectuées par des exportateurs déjà en place l'année précédente. On a réparti les pays de destination en trois catégories : les pays européens de l'OCDE (une destination privilégiée pour la France), les pays de l'OCDE non européens (des pays lointains au niveau de développement identique à la France) et les pays hors OCDE (des pays émergents). Les pays européens de l'OCDE sont servis par une plus grande part d'exportateurs en place que les autres pays de destination, et les entreprises de cette catégorie représentent une plus grande part des exportations qui leurs sont destinées.

Ces chiffres ne répondent pourtant pas à une question importante : les nouveaux exportateurs parviennent-ils à se développer et à se maintenir en tant qu'exportateurs ? Sur un plus long terme, les parts des exportateurs déjà présents en 1994 dans la population des exportateurs de 2002 et dans celle des exportateurs de 1995 sont proches. Cela signifie qu'il existe un nombre considérable d'exportateurs « historiques » qui ont

16. Cela devrait, toutes choses égales par ailleurs, minimiser le rôle de ceux-ci. Il en est de même des discontinuités dans les unités légales des entreprises.

17. La définition du début de la période changera suivant l'horizon considéré.

maintenu leur statut tout au long de la période. Cependant, une petite proportion des nouveaux exportateurs apparus au cours de la période 1994-2002 est parvenue à se développer et à devenir des exportateurs importants. En effet, les exportateurs de 2002 qui sont apparus entre 1995 et 2000 (environ 61 % - 50 % = 11 % (18) des exportateurs de 2002) sont responsables d'environ 92 % - 57 % = 35 % des exportations de 2002. Il semble que la vitalité des nouveaux exportateurs soit légèrement moins perceptible à destination des pays européens de l'OCDE qu'à destination des deux autres zones. À destination des pays de l'OCDE non européens (respectivement des pays hors OCDE), environ 6 % (resp. 2 %) des exportateurs de 2002 sont apparus entre 1995 et 2000 et ils représentent environ 39 % (resp. 38 %) des exportations en 2002. Ces nuances sont cohérentes avec l'hypothèse d'une auto-sélection plus drastique des entreprises pour l'exportation vers des marchés de destination plus lointains et plus petits : les entreprises ayant réussi à devenir des exportateurs réguliers (19) sont moins nombreuses à destination de ces pays, mais elles sont responsables d'une plus grande part des exportations à la fin de la période qu'en début de période (20).

...et l'impact des entrants sur les exportations est significatif, surtout lors des phases de croissance

On a également calculé les contributions à la croissance des exportations des exportateurs en

place d'une part, et des nouvelles entreprises d'autre part (ou, plus exactement, la contribution des entreprises entrant dans le champ des exportateurs diminuée de celle des entreprises qui en sortent, pour une année courante ou une période données).

La croissance des exportations a principalement résulté de celle des montants traités par les exportateurs en place, même si, en période de croissance soutenue des exportations, la contribution nette des entrées et sorties s'est avérée plus importante (cf. graphique III). Les exportateurs en place seraient ainsi la principale cause de la croissance des exportations, leur contribution étant plus élevée en moyenne et plus stable que celle des entrants. Cette dernière semble, quant à elle, beaucoup plus dépendante de la conjoncture internationale.

Sur un horizon plus long (huit ans), c'est-à-dire en considérant comme exportateurs en place les entreprises exportant en 2002 et qui exportaient déjà en 1994, le graphique IV apporte un message plus nuancé. La croissance des exportations sur la période résulte néanmoins en majeure partie du développement des exportateurs déjà en place en 1994. Les différences selon la caté-

18. En négligeant les entreprises qui ont exporté en 1994 et en 2002, mais pas en 2001. Ces entreprises constituent une très faible part des exportateurs.

19. Au sens où ces entreprises exportaient au moins en 2001 et 2002.

20. Ces chiffres sont cohérents avec ceux trouvés par Eaton et al. (2007) sur données colombiennes.

Tableau 3
Le rôle des exportateurs en place

	Exportations totales		Pays européens de l'OCDE		Pays de l'OCDE hors Europe		Pays hors OCDE	
	Part des exportateurs en place	Part des exportations par les exportateurs en place	Part des exportateurs en place	Part des exportations par les exportateurs en place	Part des exportateurs en place	Part des exportations par les exportateurs en place	Part des exportateurs en place	Part des exportations par les exportateurs en place
1995/(1994)	55	89	66	95	57	94	50	81
1996/(1995)	59	92	68	94	55	93	50	84
1997/(1996)	58	91	66	93	55	93	50	83
1998/(1997)	60	94	68	96	57	94	51	86
1999/(1998)	61	90	69	91	55	93	52	82
2000/(1999)	60	87	69	89	54	84	50	80
2001/(2000)	60	93	70	95	55	94	51	88
2002/(2001)	61	92	70	94	55	95	52	85
2002/(1994)	50	57	55	62	49	56	50	47

Lecture : 55 % de tous les exportateurs de 1995 exportaient déjà en 1994 (vers le même pays dans ce même secteur). En 1995, ils traitaient 89 % des volumes totaux d'exportation. En 2002, 50 % des exportateurs exportaient déjà en 1994, et ils sont à l'origine de 57 % des flux.

Source : données douanières et calculs des auteurs.

gorie de pays de destination suggèrent que plus la croissance des exportations est élevée, plus la contribution des nouveaux exportateurs paraît jouer un rôle significatif. En effet, la contribution des entreprises entrantes est faible à destination des pays européens de l'OCDE, alors qu'elle contribue pour moitié à la croissance des exportations vers les pays non européens de l'OCDE et pour plus de la moitié à la croissance des exportations vers les pays hors OCDE.

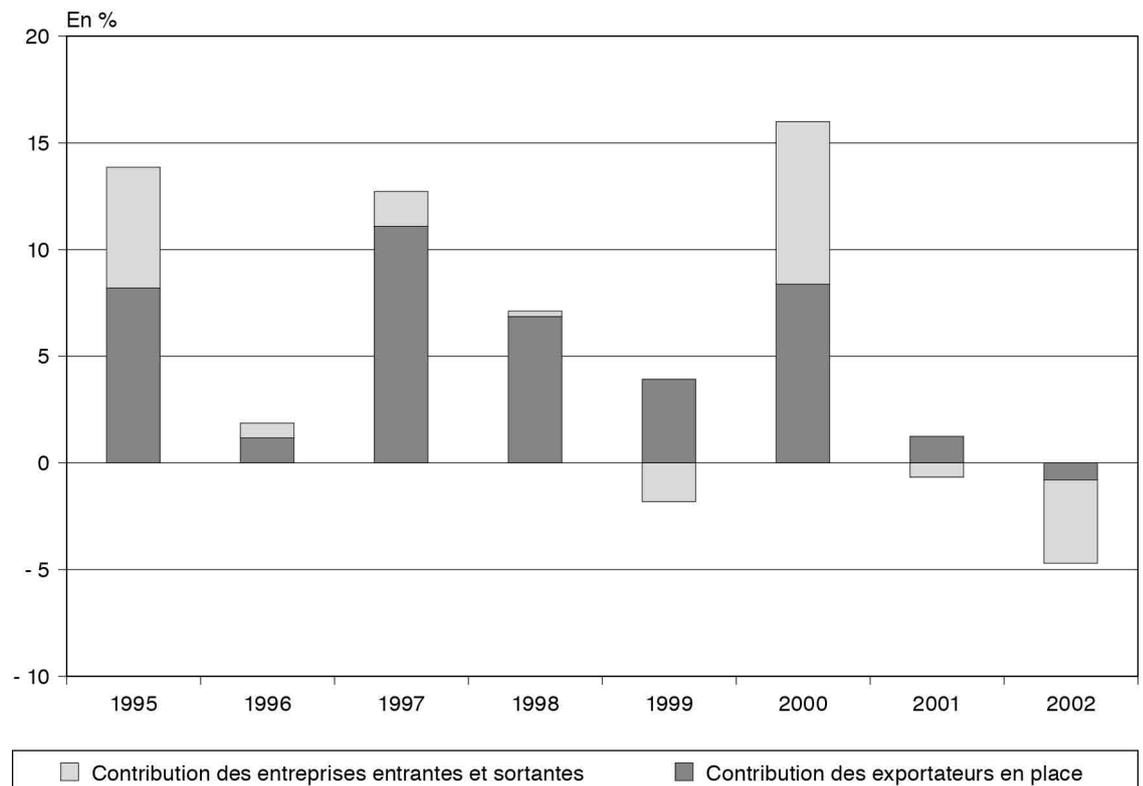
Les nouveaux exportateurs ne jouent qu'un faible rôle dans l'expansion du commerce consécutive au cycle d'Uruguay.

L'analyse descriptive précédente a montré que le rôle des nouveaux exportateurs n'était

pas négligeable. On se propose maintenant de préciser leur contribution à l'expansion des montants moyens exportés par entreprise à la suite de la baisse des tarifs douaniers dans le cadre du cycle d'Uruguay. Nous avons recours à l'économétrie pour mesurer leur réaction à cette baisse. Les effets imputables à l'augmentation des exportations des exportateurs en place seront distingués des conséquences de la baisse des exportations moyennes par entreprise occasionnée par l'entrée dans le « club des exportateurs » de nouvelles entreprises exportant de petits montants. Pour cela, on adopte la décomposition suivante :

$$X_{j,s,t} = \frac{X_{j,s,t}^C}{N_{j,s,t}^C} * N_{j,s,t} * \frac{X_{j,s,t} / N_{j,s,t}}{X_{j,s,t}^C / N_{j,s,t}^C}$$

Graphique III
Contributions à la croissance des exportations en volume



Lecture : la contribution des exportateurs en place (notée C) est donnée par le taux de croissance des exportations des entreprises exportant à la période courante et à la période précédente multiplié par la part de ces exportateurs en place dans les exportations à la période précédente (Tous les montants ont été déflatés par le déflateur des exportations de biens manufacturés afin d'obtenir des contributions à la croissance en volume.) La contribution de l'entrée est obtenue comme la différence entre les exportations des entrants à l'année t (X_t^E) et les exportations des sortants à l'année t-1 (X_{t-1}^S) rapportée à ces dernières multipliée par la part des sortants dans les exportations en t-1 :

$$X_{t-1} = X_{t-1}^C + X_{t-1}^S \text{ et } X_t = X_t^C + X_t^E$$

$$\frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} = \frac{X_t^C - X_{t-1}^C}{X_{t-1}^C} \frac{X_{t-1}^C}{X_{t-1}} + \frac{X_t^E - X_{t-1}^S}{X_{t-1}^S} \frac{X_{t-1}^S}{X_{t-1}}$$

En 1999, la contribution des exportateurs déjà en place en 1998 à la croissance des exportations a été positive, tandis que la contribution des entreprises entrantes en 1999 et sortantes (exportatrices en 1998, mais non en 1999) a été négative.

Source : données douanières et calculs des auteurs.

où j désigne le pays partenaire, s le secteur et t le temps. Les exportations sont notées X et le nombre d'exportateurs N . L'exposant C renvoie aux exportateurs en place à la période précédente.

Le terme $X_{j,s,t}^C / N_{j,s,t}^C$ (*marge intensive stricte*) correspond aux exportations moyennes des entreprises en place, le terme $N_{j,s,t}$ est le nombre d'exportateurs (*marge extensive*) et le terme $X_{j,s,t} / N_{j,s,t} / X_{j,s,t}^C / N_{j,s,t}^C$ (terme de correction) mesure l'ampleur relative des exportations par entreprise par rapport à celle des exportateurs en place. L'année 1994 est prise comme référence. Ainsi, en 1994, le premier terme (*marge intensive stricte*) se confond avec la *marge intensive* et le terme de correction est égal à 1. La définition de la *marge intensive stricte* est cohérente avec la définition de la *marge intensive* dans le modèle théorique de Chaney (2008), qui étudie l'effet de modifications marginales des paramètres sur les exportations moyennes par entreprise.

Pour pouvoir mesurer cette *marge intensive stricte*, il faut se restreindre aux flux pour lesquels il existe des exportateurs en place en 2001 (flux caractérisés par le pays j et le secteur s tels qu'il existe au moins une entreprise qui exporte

des biens du secteur s à destination du pays j en 1994 et en 2001). Sur ce champ restreint, l'estimation des effets de la baisse des tarifs sur les marges totales et extensives donne des résultats proches des résultats obtenus sur la totalité de l'échantillon (cf. tableau 4). Une baisse d'un point de pourcentage des tarifs douaniers conduit à une croissance de 2,1 % des exportations réalisées par les exportateurs en place (cf. tableau 4, colonne (2)) (21) (*marge intensive stricte*) et à une expansion à peine supérieure de l'ensemble des exportations françaises (de l'ordre de 2,2 % (22)). Les exportateurs en place sont donc responsables de la majeure partie de cette croissance, même à un horizon de sept ans (1994-2001). Cette baisse des tarifs se traduit par 0,5 % (23) d'entreprises exportatrices en plus (*marge extensive*), ce qui fait décroître les exportations par entreprise de 0,4 % (24) (terme

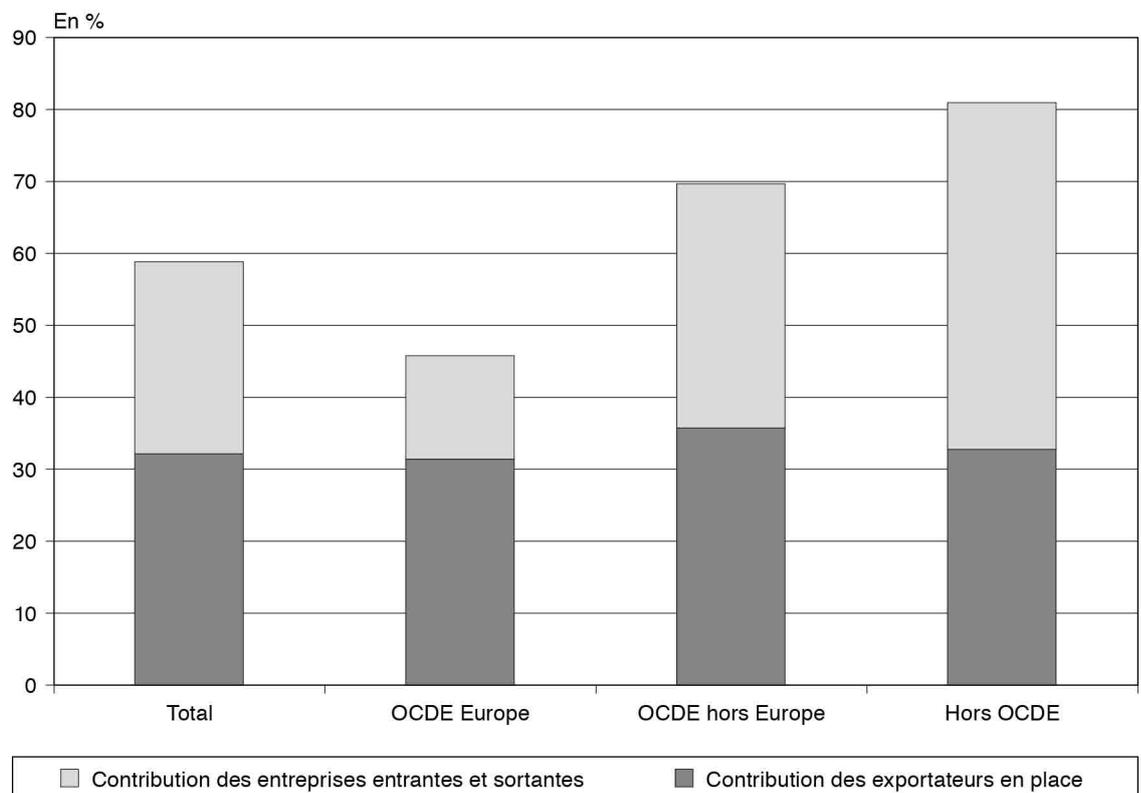
21. $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-2,25) \approx 0,021$.

22. $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-2,39) \approx 0,022$.

23. $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-0,53) \approx 0,005$.

24. Une baisse des tarifs d'un point de pourcentage ferait augmenter de 2,2 % - 0,5 % = 1,7 % les exportations moyennes par entreprises. Les exportations des entreprises en place auraient augmenté de 2,1 %. Par conséquent, l'entrée de nouvelles entreprises aurait fait baisser les exportations moyennes par entreprise de 2,1 % - 1,7 % = 0,4 %.

Graphique IV
Contributions à la croissance des exportations en volume (1994-2002)



Lecture : pour la définition des contributions, se reporter au graphique III.
Source : données douanières et calculs des auteurs.

de correction). Même si l'impact des réductions tarifaires sur la marge extensive est significatif, les nouvelles entreprises exportatrices qui en résultent n'effectuent qu'une faible part des exportations supplémentaires à la suite du changement de politique étudié ici.

Confrontées à une baisse des tarifs douaniers, les entreprises tendent plus à augmenter la valeur des exportations par produit que le nombre de produits exportés

Pour l'entreprise, décider d'exporter ne se réduit pas à déterminer quelle quantité et vers quelle destination exporter : des considérations sur la gamme de produits à exporter entrent aussi en ligne de compte. Aussi sommes-nous amenés à décomposer la marge intensive en deux facteurs : le nombre de produits exportés (au niveau de la classification NC8) par entreprise et les exportations moyennes par entreprise et par produit.

Si l'on se réfère à la distribution du nombre de produits exportés par entreprise en 1994 et en 2001 (avant et après le cycle d'Uruguay), environ 25 % des entreprises n'exportent qu'un produit, alors que ce pourcentage n'est que de 5 % pour cinq produits (cf. graphique V). Le nombre d'entreprises multi-produits est assez important dans notre échantillon (18 844 sur 25 260 entreprises exportatrices en 1994), mais le nombre de produits exportés reste peu élevé. Uniquement 1 % des exportateurs vendent plus de 15 pro-

duits à l'étranger. De plus, le cycle d'Uruguay ne semble pas avoir modifié la distribution du nombre de produits exportés par entreprise.

Si l'on distingue les flux selon la destination en utilisant la partition en trois zones introduite plus haut (Europe, OCDE hors Europe, hors OCDE), la part des entreprises n'exportant qu'un produit s'avère plus élevée à destination des pays vers lesquels l'exportation est plus coûteuse. 47 % des exportateurs vers la zone hors OCDE ne vendent qu'un seul produit, alors qu'à destination des pays européens de l'OCDE, ce chiffre tombe à 32 % (cf. graphique VI). Par ailleurs, le fait que ces pourcentages soient plus élevés que ceux de la distribution toutes destinations confondues résulte d'un effet purement mécanique : en partitionnant le monde en plusieurs zones distinctes, on augmente le nombre d'entreprises n'exportant qu'un nombre restreint de produits vers l'une de ces zones.

La *marge extensive produit* est définie dans cette étude comme le nombre moyen de produits par exportateur. Mayer et Ottaviano (2007) utilisent une définition différente : la marge extensive produit est pour eux le nombre total de produits différents exportés vers une même destination. Par conséquent, si une entreprise décide d'exporter un produit déjà exporté par une autre entreprise, la marge extensive produit augmente selon notre définition alors qu'elle reste constante selon celle de Mayer et Ottaviano. De plus, la définition de la *marge intensive produit* qui découle de celle de la marge extensive coïncide dans notre cas avec le flux moyen par pro-

Tableau 4
Le rôle des exportateurs en place : estimations *within*

	Marge		
	Totale	Intensive stricte	Extensive
	(1)	(2)	(3)
A : Spécification avec EF secteur-année, pays-année et secteur-pays, échantillon avant/après le cycle d'Uruguay			
ln(tarifs)	- 1,65*** (0,33)	- 1,20*** (0,34)	- 0,29** (0,96)
R ²	0,91	0,93	0,96
B : Modèle de Poisson avec EF secteur-année, pays-année et secteur-pays, échantillon avant/après le cycle d'Uruguay			
tarifs	- 2,39*** (0,00)	- 2,25*** (0,00)	- 0,53*** (0,00)
Secteur-Pays	OUI	OUI	OUI
EF Pays-Année	OUI	OUI	OUI
EF Secteur-Année	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	8 378	8 378	8 378

Lecture : EF = Effets Fixes. Variable expliquée : logarithme de chaque marge (partie A), niveau de chaque marge (partie B). *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %.

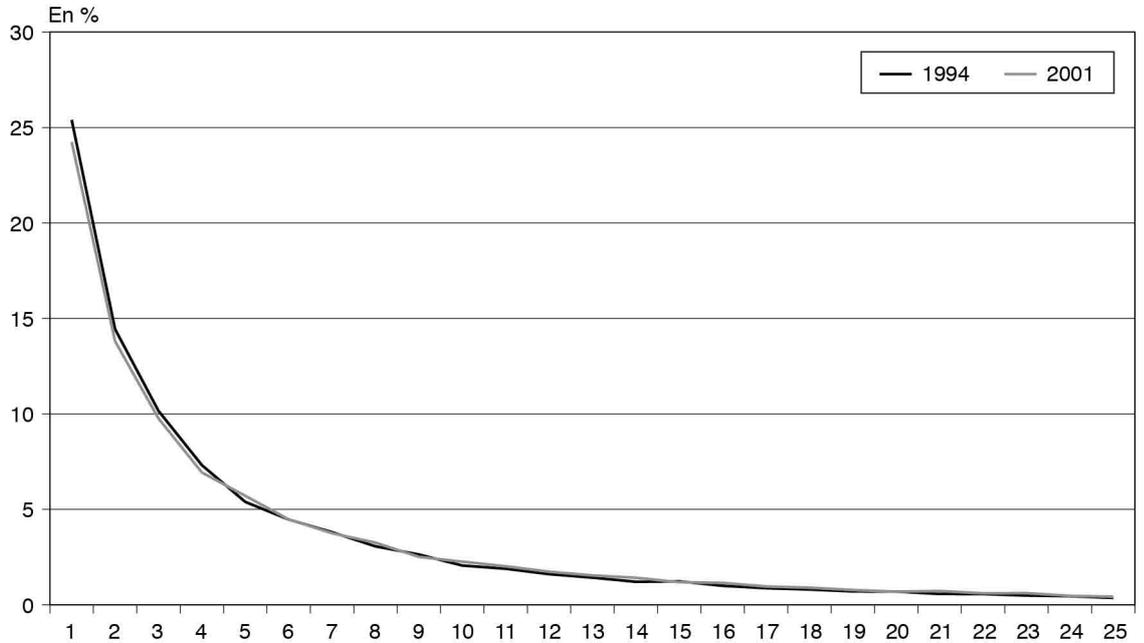
Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits.

Source : données douanières, base de données TRAINS (cf. encadré 1) et calculs des auteurs.

duit et par entreprise : son interprétation est plus aisée, ainsi qu'il ressort de l'exemple suivant. Supposons qu'il y ait une seule destination et deux entreprises françaises exportatrices (A et B). L'entreprise A exporte 10 produits différents

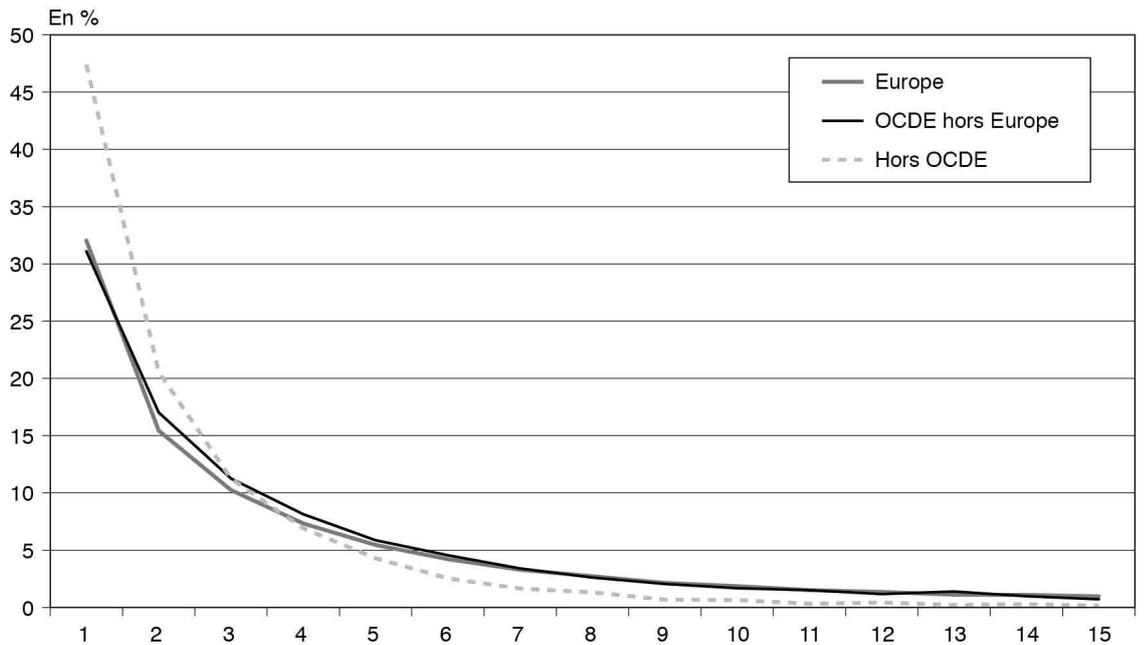
à raison de 100 euros par produit. L'entreprise B exporte, quant à elle, 1 000 euros d'un seul produit (également exporté par l'entreprise A). Avec notre définition, les marges produit extensive et intensive sont respectivement égales à

Graphique V
Distribution du nombre de produits exportés par entreprise



Lecture : l'axe des abscisses donne le nombre de produits exportés par entreprise, et l'axe des ordonnées, la proportion d'entreprises exportant un tel nombre de produits.
Source : données douanières et calculs des auteurs.

Graphique VI
Distribution du nombre de produits exportés par entreprise selon la zone de destination (2001)



Lecture : voir le graphique V.
Source : données douanières et calculs des auteurs.

$5,5 = (10 + 1) / 2$ et à $181,8 = (2\ 000 / 2) / 5,5$ (c'est la marge intensive divisée par la marge extensive produit). La marge intensive produit est dans ce cas le flux moyen par entreprise et par produit. Selon la décomposition de Mayer et Ottaviano (2007), la marge extensive produit serait égale à 10 et la marge intensive produit à $100 = (2\ 000 / 2) / 10$. La signification de cette dernière est moins explicite.

Cette distinction entre les deux définitions est importante car les coefficients des équations de gravité (notamment ceux du PIB et de la distance) ont un signe surprenant pour la marge intensive produit avec la définition de Mayer et Ottaviano. Ces auteurs trouvent que cette marge diminue avec le PIB et augmente avec la distance (25). Ils suggèrent une interprétation de ce résultat : seuls les produits de meilleure qualité seraient exportés vers les destinations difficiles, ce qui augmenterait les montants exportés par produit vers ces destinations. Avec notre définition des marges produit, cet effet disparaît (26).

L'exposé des résultats adopte le même ordre que celui de l'analyse économétrique présentée

plus haut, ce qui permet de souligner la différence avec les résultats de Mayer et Ottaviano (2007). L'effet de la réduction tarifaire s'exerce principalement par l'intermédiaire de la marge intensive produit dans ces régressions où, dans un premier temps, la structure de panel de nos données n'est pas prise en compte (cf. tableau 5).

Comme précédemment, nous utilisons dans un deuxième temps la structure en panel de nos données pour prendre en compte, entre autres, l'endogénéité des tarifs douaniers. Les résultats sont donnés dans le tableau 6 dont la structure est similaire à celle du tableau 2 : dans la partie A, les données concernant toutes les années sont utilisées et l'identification repose sur les effets des réductions de tarifs douaniers relatifs à chaque année sur la hausse des exportations de la même année. Dans la partie B, seules les données des années précédant et suivant le cycle d'Uruguay (1994 et 2001) sont utilisées. Enfin,

25. Bernard et al. (2007) trouvent des résultats semblables sur les États-Unis avec la même définition des marges produit.

26. En suivant leur définition, nous retrouvons leur résultat sur nos données.

Tableau 5
Décomposition des marges produit : estimation en coupes répétées

Marge	Extensive. produit	Intensive. produit	Extensive. produit	Intensive. produit	Extensive. produit	Intensive. produit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln(tarifs)			- 0,20*** (0,014)	- 0,85*** (0,059)	- 0,14*** (0,019)	- 0,82*** (0,076)
ln(PIB)	0,04*** (0,0004)	0,38*** (0,002)	0,04*** (0,0006)	0,39*** (0,003)	0,10*** (0,021)	0,47*** (0,093)
ln(distance)	- 0,05*** (0,0007)	- 0,35*** (0,003)	- 0,04*** (0,001)	- 0,36*** (0,004)		
Appartenance à l'OMC	0,03*** (0,002)	0,12*** (0,009)	0,03*** (0,003)	0,15*** (0,016)	0,02 (0,021)	0,18*** (0,070)
Ancienne colonie	0,05*** (0,002)	0,09*** (0,009)	0,06*** (0,004)	0,18*** (0,017)		
Île	0,04*** (0,002)	0,21*** (0,010)	0,03*** (0,003)	0,18*** (0,014)		
Pays enclavé	- 0,02*** (0,002)	- 0,18*** (0,010)	- 0,02*** (0,003)	- 0,21*** (0,015)		
EF temporel	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
EF sectoriel	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
EF pays	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI
R ²	0,36	0,46	0,44	0,54	0,46	0,55
N obs	122 922	122 922	55 412	55 412	55 412	55 412

Lecture : EF = Effets Fixes. Variable expliquée : logarithme de chaque marge. *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %. Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits.

La somme des coefficients des deux marges produits donne les coefficients de la marge intensive reportés dans le tableau 1. Les colonnes (1) et (2) correspondent à l'équation de gravité usuelle, les colonnes (3) et (4) introduisent les tarifs douaniers et les colonnes (5) et (6) prennent en compte l'hétérogénéité inobservée des pays.

Source : données douanières, base TRAINS, Cepii et calculs des auteurs (voir l'encadré 1 pour le détail).

la partie C donne les résultats de l'estimation par le modèle de Poisson prenant en compte les flux nuls et destinée à résoudre les problèmes d'hétéroscédasticité.

Pour un même pays de destination, les entreprises françaises réagissent principalement aux baisses de tarifs douaniers en augmentant les quantités de produits qu'elles exportaient déjà (parties B et C du tableau 6). Comme dans la décomposition en marges au niveau de l'entreprise, les effets sont deux fois plus importants dans la spécification de Poisson (non rejetée par le test de la régression de Gauss-Newton) que dans l'estimation en logarithme par MCO (spécification rejetée par le test de Park). Quand les tarifs douaniers baissent d'un point de pourcentage, le nombre de produits exportés par entreprise augmente de 0,1 % (non significativement différent de 0) et le montant exporté par entreprise et par produit croît de 1,6 % (27).

* *

*

Une baisse d'un point de pourcentage des tarifs douaniers aurait généré une hausse de 2,1 % des exportations entre 1994 et 2001, dont 0,5 % serait dû à l'augmentation du nombre d'exportateurs et 1,6 % à la hausse des exportations par entreprise. La quasi-totalité de la hausse est imputable aux exportateurs en place. En effet, si le nombre d'exportateurs augmente de 0,5 %, les nouveaux venus n'exportent que de très faibles montants, si bien que la marge intensive diminue de 0,4 %. Enfin, la hausse de 1,6 %

des exportations par entreprise est principalement due à une augmentation des exportations des produits déjà exportés, le nombre moyen de produits exportés par entreprise n'augmentant pas de manière significative.

Plusieurs raisons peuvent expliquer le rôle prépondérant des exportateurs en place :

- Les réductions tarifaires sont de petits chocs sur les coûts variables à l'exportation et la marge extensive ne réagirait qu'au-delà d'un certain seuil. Cependant, les statistiques descriptives (cf. tableau 3, par exemple) suggèrent que l'inertie de la marge extensive n'est pas spécifique aux variations de politique commerciale étudiées ici.

- La décision de commencer à exporter ou d'exporter de nouveaux produits est une décision stratégique qui ne serait pas directement reliée aux coûts variables à l'exportation.

- La phase d'expansion des nouvelles entreprises ne serait pas exempte de difficultés : contraintes de crédit, barrières à l'entrée (dans les marchés domestique ou étrangers), concurrence par les exportateurs déjà en place, etc. Ces difficultés entraveraient leur développement, et notamment leur entrée dans les marchés d'exportation.

Même si notre analyse ne permet pas à elle seule de privilégier l'une ou l'autre de ces expli-

27. $(\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,1)) \times (-0,09) \approx 0,001$ et $(\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,1)) \times (-1,73) \approx 0,016$.

Tableau 6
Décomposition des marges produit : estimation *within*

	Marge		Nombre d'observations
	Extensive produit	Intensive produit	
A : Spécification avec EF Secteur-Année et Secteur-Pays, échantillon total			
ln(tarifs)	- 0,05*** (0,02)	- 0,08 (0,08)	57 437
R ²	0,78	0,82	
B : Spécification avec EF Secteur-Année, Pays-Année et Secteur-Pays, échantillon avant/après le cycle d'Uruguay			
ln(tarifs)	- 0,04 (0,06)	- 0,83*** (0,30)	9 890
R ²	0,75	0,78	
C : Modèle de Poisson avec EF Secteur-Année, Pays-Année et Secteur-Pays, échantillon avant/après le cycle d'Uruguay			
Tarifs	- 0,09 (0,08)	- 1,73*** (0,08)	11 032

Lecture : EF = effets fixes. Variable expliquée : logarithme de chaque marge (parties A et B), niveau de chaque marge (partie C). *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %.

Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits.

Source : données douanières, base de données TRAINS (cf. encadré 1) et calculs des auteurs.

cations, elle suggère que la libéralisation multilatérale des échanges devrait s'accompagner de mesures de politique économique visant à aider les entreprises, et en particulier les plus petites

d'entre elles, à tirer parti des opportunités d'exportations. Il s'agirait notamment de faciliter leur entrée sur de nouveaux marchés d'exportation. □

BIBLIOGRAPHIE

Baier S.L. et Bergstrand J.H. (2001), « The Growth of World Trade: Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity », *Journal of International Economics*, vol. 53, n° 1, pp. 1-27.

Bernard A.B., Jensen J.B. et Schott P.K. (2005), « Importers, Exporters, and Multinationals: A Portrait of Firms in the U.S. that Trade Goods », *NBER Working Paper* n° 11404.

Bernard A.B., Jensen J.B., Redding S.J. et Schott P.K. (2007), « Firms in International Trade », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 21, n° 3, pp. 105-130.

Buono I. et Lalanne G. (2009), « The Effect of the Uruguay Round on the Intensive and Extensive Margins of Trade », *Document de Travail de l'Insee/Dese*, G2009/15.

Burger M., Van Oort F. et Linders G.-J. (2009), « On the Specification of the Gravity Model of Trade: Zeros, Excess Zeros and Zero-inflated Estimation », *Spatial Economic Analysis*, vol. 4, n° 2, pp. 167-190.

Chaney T. (2008), « Distorted Gravity: The Intensive and the Extensive Margins of International Trade », *American Economic Review*, vol. 98, n° 4, pp. 1707-1721.

Crozet M. et Koenig P. (2010), « Structural Gravity Equations with Intensive and Extensive Margins », *Canadian Journal of Economics*, vol. 43, n° 1, pp. 41-62.

Debaere P. et Mostashari S. (2010), « Do Tariffs Matter for the Extensive Margin of International Trade? An Empirical Analysis », *Journal of International Economics*, vol. 81, n° 2, pp. 163-169.

Eaton J., Eslava M., Kugler M. et Tybout J.R. (2007), « Export Dynamics in Colombia: Firm-Level Evidence », *NBER Working Paper* n° 13531.

Eaton J., Kortum S.S. et Kramarz F. (2004), « Dissecting Trade: Firms, Industries and Export Destinations », *American Economic Review*, vol. 94, n° 2, pp. 150-154.

Feinberg S.E. et Keane M.P. (2009), « Tariff Effects on MNC Decisions to Engage in Intra-Firm and Arm's-Length Trade », *Canadian Journal of Economics*, vol. 42, n° 3, pp. 900-929.

Haveman J.D., Nair-Reichert U.C. et Thursby J.G. (2003), « How Effective Are Trade Barriers? An Empirical Analysis of Trade Reduction, Diversion, and Compression », *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n° 2, pp. 480-485.

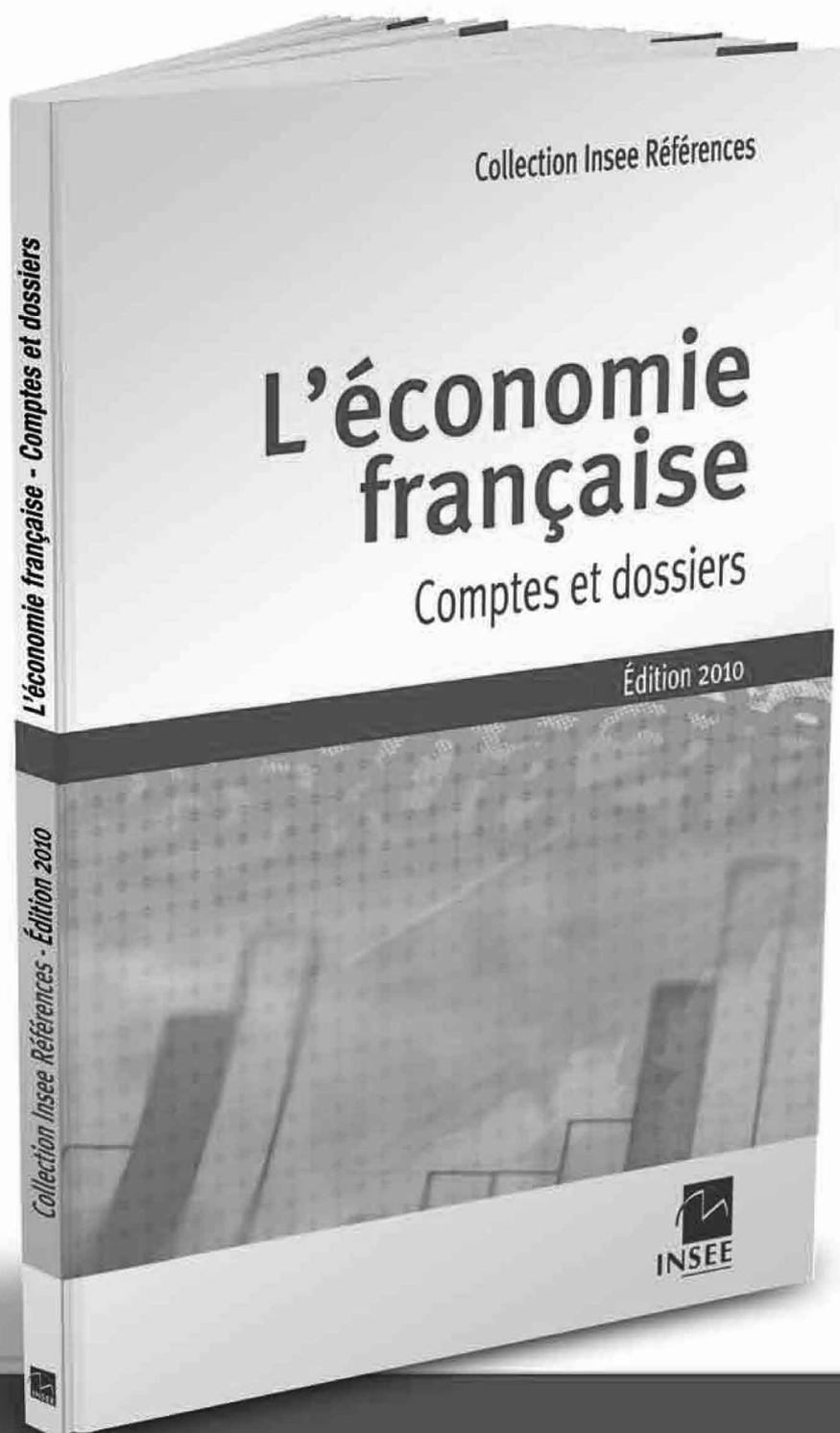
Mayer T. et Ottaviano G.I.P. (2007), « The Happy Few: the Internationalisation of European Firms », *Bruegel Blueprint Series*, n° 3.

Méltiz M. (2003), « The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity », *Econometrica*, vol. 71, n° 6, pp. 1695-1725.

Santos Silva J.M.C. et Tenreyro S. (2006), « The Log of Gravity », *Review of Economics and Statistics*, vol. 88, n° 4, pp. 641-658.

Siliverstovs B. et Schumacher D. (2009), « Estimating Gravity Equations: To Log or not to Log », *Empirical Economics*, vol. 36, n° 3, pp. 645-669.

L'essentiel de l'économie...



> Et aussi plusieurs thèmes d'actualité

- les effets de la crise sur la croissance
- les préconisations de la commission Stiglitz-Sen-Fitoussi...
- les émissions de CO₂...

En vente dans les librairies,
à l'Insee et sur www.insee.fr

16,50 € - Collection Insee Références



INSEE