



**HAL**  
open science

# Chaines de valeur mondiales pilotées par la grande distribution : analyse de la participation des entreprises agroalimentaires françaises

Kossi Messanh Agbekponou, Angela Cheptea, Karine Latouche

## ► To cite this version:

Kossi Messanh Agbekponou, Angela Cheptea, Karine Latouche. Chaines de valeur mondiales pilotées par la grande distribution : analyse de la participation des entreprises agroalimentaires françaises. 14. Journées de Recherches en Sciences Sociales, SFER, Apr 2021, Clermond-Ferrand, France. hal-03216904

**HAL Id: hal-03216904**

**<https://hal.inrae.fr/hal-03216904>**

Submitted on 4 May 2021

**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.

# Chaines de valeur mondiales pilotées par la grande distribution : analyse de la participation des entreprises agroalimentaires françaises

07/09/2020

K.M. Agbekponou\*, A. Cheptea\*\*, K. Latouche\*

## VERSION PROVISOIRE

Ce papier vise à évaluer la relation entre la participation aux chaînes de valeur pilotées par la grande distribution (GD) et l'intégration aux chaînes de valeur mondiales (CVM) des firmes agroalimentaires françaises. Pour ce faire, nous proposons une méthodologie empirique basée sur des estimations économétriques de la marge extensive du commerce grâce à des modèles multivariés. Les données d'entreprises issues de la base AMADEUS sont combinées avec les données du commerce extérieur français, ainsi qu'une liste exhaustive des firmes qui disposent de la certification privée International Featured Standard (IFS) pour la période 2006-2011. Les résultats montrent que les firmes qui participent aux chaînes de valeur pilotées par la GD (firmes certifiées IFS) disposent de 8,35% de probabilité, par rapport aux autres firmes, d'intégrer les CVM. En outre, cette prime d'intégration des firmes certifiées IFS aux CVM est essentiellement tirée par le statut d'exportateur des firmes.

**Mots clés :** Chaînes de valeur mondiales, Grande distribution, standards privés, approche multivariée.

**JEL.Codes :** F14, F23

**Remerciements :** Les auteurs remercient Cecile Le Roy, pour son travail sur les données initiales. Ce travail a été réalisé pendant le stage M2 de Kossi Messanh Agbekponou à SMART-LERECO financé par l'unité, sous la direction de Karine Latouche et Angela Cheptea.

---

\*INRAE, SMART-LERECO, site de Nantes, France. Auteur correspondant : [kossi-messanh.agbekponou@inrae.fr](mailto:kossi-messanh.agbekponou@inrae.fr)

\*\*INRAE, SMART-LERECO, site de Rennes, France.

## 1. Introduction

Au cours des deux dernières décennies, l'intégration de l'industrie agroalimentaire (IAA) aux CVM a connu une croissance similaire à celle ayant eu lieu dans les secteurs manufacturiers. Ainsi, 45% des échanges mondiaux de produits agroalimentaires sont destinés à d'autres fins que la consommation finale des ménages (Beaujeu *et al.*, 2018). Cette croissance des CVM agroalimentaires serait directement liée, non seulement à la libéralisation du commerce, mais aussi et surtout aux activités de la GD au niveau mondial.

Dans ce papier, nous abordons la question de la particularité des comportements à l'international des firmes agroalimentaires qui participent aux chaînes pilotées par la GD. En d'autres termes, nous cherchons à déterminer si les firmes agroalimentaires qui participent aux chaînes pilotées par la GD sont plus intégrées aux CVM que les autres. L'intégration aux CVM est mesurée par la participation conjointe aux activités d'importation et d'exportation des firmes agroalimentaires.

Dans le secteur agroalimentaire, l'obligation de respecter les normes de sécurité sanitaire tout au long de la chaîne a conduit au développement de standards privés de certification. Ainsi, de manière générale, les firmes de l'IAA qui veulent vendre des produits alimentaires sous marques de distributeurs (MDD) dans les enseignes de la GD doivent se conformer aux normes édictées par ces dernières. Ceci passe le plus souvent par l'obtention d'une certification, délivrée par un organisme habilité. Une autre alternative pour les firmes de l'IAA de vendre leurs produits dans les enseignes de la GD est d'utiliser leur propre marque. Les certifications permettent surtout d'uniformiser les pratiques en termes de sécurité sanitaire et de qualité des produits. De ce fait, nous supposons que l'obtention d'une telle certification est, *de facto*, synonyme d'intégration de la firme dans une chaîne pilotée par la GD puisque la certification permet de devenir fournisseur de produits sous MDD. Pour caractériser les CVMs, la littérature théorique sur des « approches par la gouvernance des CVM » (Gereffi et Korzeniewicz, 1994) peut être mobilisée. Ces approches distinguent les chaînes pilotées « par le producteur »<sup>1</sup> en amont des chaînes pilotées « par l'acheteur »<sup>2</sup> en aval, qui sont particulièrement caractéristiques des chaînes de la GD. Plusieurs travaux récents ont montré que les firmes qui participent aux chaînes de valeur pilotées par la GD ont une plus grande probabilité d'exporter et exportent davantage en valeur que les non certifiées (Chepeta *et al.*, 2019 ; Giovannetti et Marvasi, 2016). La présente étude vient compléter cette littérature en estimant précisément les écarts de participation conjointe aux activités d'importation et d'exportation entre les firmes intégrées aux chaînes pilotées par la GD sur le marché national et les autres. Cette étude se rapproche également des travaux de Head *et al.* (2014) et de Emlinger et Poncet (2018), qui montrent que la présence des enseignes étrangères de la GD dans les villes chinoises favorisent, respectivement, les exportations et les importations des villes concernées.

Les contributions de notre étude à la littérature sont de deux ordres. En premier lieu, nous utilisons des données originales et détaillées de firmes agroalimentaires françaises qui nous

---

<sup>1</sup> « producer-driven »

<sup>2</sup> « buyer-driven »

permettent d'identifier les firmes certifiées IFS<sup>3</sup> et d'analyser leurs comportements à l'international. En effet, dans le cas particulier de la France, les firmes de l'IAA qui veulent négocier et signer des contrats de fourniture de produits alimentaires avec les entreprises de la GD doivent se conformer aux normes édictées par ces dernières et obtenir la certification IFS. L'application au cas particulier de la France est pertinente et représentative du phénomène de développement des CVM dans la mesure où les enseignes françaises de GD sont très présentes à l'international. Les données françaises nous permettent ainsi d'identifier les firmes qui sont fournisseurs de la GD et qui vendent leurs produits sous MDD. En second lieu, cet article propose une évaluation de l'intégration aux CVM des entreprises certifiées via leurs activités conjointes d'importation et d'exportation. Même si la plupart de la littérature sur le commerce international traitent les choix des firmes d'exporter et ou d'importer séparément, des travaux récents montrent une forte interdépendance de ces deux décisions (Castellani *et al.*, 2010; Aristei *et al.*, 2013 ; Bas et Strauss-Kahn, 2014 ; de Backer et Miroudot, 2014 ; Elliott *et al.*, 2019 ; Arnoletto *et al.*, 2020). En effet, nous montrons de manière significative que les firmes agroalimentaires certifiées IFS en France ont plus de chance d'être importatrices et exportatrices conjointement comparées à leurs homologues non certifiées. Nos résultats sont d'autant plus robustes dans la mesure où nous contrôlons pour les effets fixes année et code d'activité des firmes, le mécanisme d'auto-sélection et l'endogénéité des décisions de certification et d'internationalisation des firmes.

Le reste du papier est organisé comme suit. La section 2 passe en revue la littérature sur la participation des firmes IAA aux CVM, la relation entre les activités d'importation et d'exportations et les mécanismes d'auto-sélection des firmes dans le commerce international. La section 3 décrit les données utilisées et présente quelques faits stylisés. La section 4 développe notre stratégie empirique, Les résultats des estimations sont présentés et discutés dans la section 5. Nos principales conclusions sont formulées dans la section 6.

## **2. Revue de la littérature**

### **2.1.Certification, internationalisation des firmes et chaînes de valeur mondiales**

De manière générale, Luo et Tung (2007) considèrent les CVM comme un tremplin pour les entreprises. Dans le même ordre d'idées, Giovannetti *et al.* (2015) ont montré que les petites entreprises italiennes, les moins productives, appartenant aux secteurs manufacturier et des services améliorent significativement leur probabilité d'exporter et leur volume d'exportation lorsqu'elles sont intégrées dans une chaîne de production.

En ce qui concerne les normes en générale, Martincus *et al.* (2010) observent sur la période 1998 et 2006 que les firmes argentines certifiées ISO 9001 : 2000 (norme internationale délivrée par International Standard Organization, un organisme non gouvernemental) exportent vers un plus grand nombre de destinations et un volume plus important que leurs homologues non certifiés. Otsuki (2011) trouvent les mêmes résultats sur des données de firmes de 25 pays d'Europe et d'Asie Centrale entre 2002 et 2009. Ils expliquent ces résultats par la réduction des

---

<sup>3</sup> International Featured Standards

coûts et de l'asymétrie d'information entre les acteurs grâce à la certification. De manière plus précise avec les normes privées, Chepeta *et al.* (2019) montrent que les firmes françaises certifiées IFS, identifiées comme fournisseurs de la GD, ont une plus grande probabilité d'exporter, par rapport aux firmes non certifiées, vers les destinations où sont implantées des enseignes françaises. En plus, elles exportent davantage en valeur, que leurs homologues non certifiées grâce au réseau de la GD en place. Giovannetti et Marvasi (2016) trouvent que la participation à des chaînes de la GD contribue de manière significative à l'internationalisation des firmes agroalimentaires avec une probabilité accrue d'exporter, surtout pour les petites entreprises. Head *et al.* (2014) utilisent des différences d'exposition aux activités des grands détaillants mondiaux<sup>4</sup> des villes chinoises et trouvent que les villes où il y a une forte présence des enseignes étrangères de la GD connaissent une augmentation de leurs exportations. Emlinger et Poncet (2018) montrent, grâce à des données de panel de 1997 et 2012, que la présence des détaillants mondiaux dans les villes chinoises entraîne une augmentation disproportionnée des importations de biens de détail par les villes chinoises en provenance du pays d'origine des détaillants.

Toutefois, peu d'analyses traitent de l'effet de la participation aux chaînes de la GD par les firmes de l'IAA sur leurs activités conjointes d'importation et d'exportation. Ceci, malgré la forte interconnexion entre l'importation et l'exportation et le rôle clé des importations dans l'économie mondiale comme le soulignent Castellani *et al.* (2010). Ainsi, avant de pouvoir travailler sur le lien entre la participation aux chaînes pilotées par la GD et les CVM, il est important de bien comprendre les mécanismes par lesquels l'importation et l'exportation sont fortement interconnectées.

## **2.2.Relation entre les importations et les exportations**

La littérature montre de plus en plus que la performance des firmes sur le marché d'exportation dépend fortement de l'influence du marché d'importation (Castellani *et al.*, 2010; Aristei *et al.*, 2013 ; Bas et Strauss-Kahn, 2014 ; de Backer et Miroudot, 2014 ; Elliott *et al.*, 2019 ; Arnoletto *et al.*, 2020). En effet, de Backer et Miroudot (2014) mettent l'accent sur la manière dont la compétitivité des exportations repose sur l'approvisionnement efficace en intrants dans les chaînes de valeur. Plusieurs mécanismes expliquent ce point. Greenville *et al.* (2017) soutiennent que les obstacles aux importations réduisent l'engagement dans les CVM ainsi que la valeur ajoutée et les revenus d'exportations agroalimentaires. Kasahara et Lapham (2013) montrent que les politiques commerciales, les barrières aux importations de biens intermédiaires étrangers peuvent avoir un effet négatif important sur l'exportation de biens finaux en raison des complémentarités entre les importations et les exportations. Amiti et Konings (2007) utilisent les données des entreprises manufacturières indonésiennes de 1991 à 2001 et montrent que la libéralisation du commerce et la réduction des droits de douanes ont réduit le prix des biens intermédiaires importés. Les firmes améliorent ainsi leur productivité grâce à des effets de qualité, de variété et d'apprentissage. De même, Pierola *et al.* (2015)

---

<sup>4</sup> Utilisation des données sur la localisation des centres d'approvisionnement des quatre principales enseignes étrangères de grande distribution (Walmart, Carrefour, Tesco et Metro) présentes en Chine.

utilisent des données au niveau firme, issues des transactions douanières, en provenance du Pérou sur la période de 2000 à 2012 et montrent que l'importation et l'utilisation accrues et variées d'intrants intermédiaires de qualité sont associées à une productivité plus élevée des firmes. Les auteurs mettent également en évidence un lien entre les importations des firmes et le niveau d'exportation vers une grande diversité de marchés, ainsi qu'une croissance rapide des exportations de produits de meilleure qualité.

Hummels *et al.* (2001) s'intéressent au processus de production séquentielle dans 10 pays de l'OCDE et 4 marchés émergents entre 1970 et 1990. Grâce à la table entrées-sorties, ils trouvent que la spécialisation verticale, notamment les importations des inputs, contribue à plus de 20% des exportations d'un pays et explique 30% de la croissance de ces exportations sur la période considérée. Ainsi, se basant sur les données de firmes françaises sur la période de 1996 à 2005, Bas et Strauss-Kahn (2014) mettent en évidence 3 canaux par lesquels les importations variées de biens intermédiaires font accroître les exportations des firmes. i) l'importation des inputs améliore la productivité des firmes et leur permettent ainsi de surmonter les coûts fixes liés aux exportations (canal indirect) ; ii) les firmes ont accès à des intrants moins coûteux sur les marchés étrangers et améliorent leurs revenus espérés liés aux importations (canal direct par le coût) ; et iii) l'importation des inputs intermédiaires réduisent les coûts fixes des exportations en fournissant les biens de qualité et la technologie nécessaires demandées sur les marchés d'exportation (canal par la qualité/technologie). Grâce à des données de panel de firmes chinoises sur la période 2002-2006, Elliott *et al.* (2019) trouvent des résultats pareils en montrant que les décisions d'exporter et d'importer sont déterminées simultanément et que les coûts irrécupérables y jouent un rôle important. De même, Arnoletto *et al.* (2020) montrent, grâce aux données de firmes exportatrices argentines sur la période 2007-2017, que les firmes davantage importatrices de biens intermédiaires enregistrent une croissance des activités d'exportation.

### **2.3.Mécanisme d'auto sélection des firmes dans le commerce international**

La forte interconnexion entre l'importation et l'exportation s'explique dans la plupart des cas par un mécanisme d'auto sélection dans la littérature. En effet, Kasahara et Lapham (2013) montrent qu'ils existent des coûts fixes irrécupérables, aussi bien sur le marché des exportations que celui des importations à chaque période. Ainsi, seules les firmes qui sont capables de supporter ces coûts et de tirer un profit positif sur ces marchés décident d'importer et/ou d'exporter. Par conséquent, ils postulent que les firmes les plus productives s'engagent sur le marché des importations comme c'est le cas des marchés des exportations. Ces assertions sont soutenues par Kraay *et al.* (2002), qui insistent sur le fait qu'avant de devenir importatrices, les firmes supportent des coûts fixes irrécupérables dans la recherche de fournisseurs étrangers et dans la familiarisation avec les procédures douanières des pays d'origines des importations. De plus, en montrant une hiérarchisation dans les primes de performance avec d'abord les firmes importatrices et exportatrices à la fois, suivies des importatrices exclusivement et enfin des exportatrices uniquement, Castellani *et al.* (2010) soutiennent que l'auto sélection est plus importante sur le marché des importations que celui des exportations. Ils ne s'arrêtent pas là, et réalisent en plus une analyse de différences *ex ante* et montrent que les futurs importateurs sont

plus grands, plus productifs et plus intensifs en capital que les futurs exportateurs. De plus, Kugler et Verhoogen (2008, 2009) soutiennent l'idée que les firmes les plus productives s'auto-sélectionnent sur le marché des importations puisque les importateurs sont les plus performants.

D'autres facteurs, autres que les coûts fixes, expliquent l'auto-sélection des firmes sur les marchés internationaux. Goldberg et al. (2009) et Amiti et Konings (2007) montrent, en effet, que la libéralisation du commerce a réduit les prix des biens intermédiaires importés et a permis aux firmes de substituer les inputs nationaux aux inputs étrangers, qui sont plus variés, plus abordables en termes de prix et meilleurs en qualité. Ceci peut permettre aux firmes relativement moins productives d'entrer sur le marché des importations, de bénéficier des inputs de meilleure qualité, d'améliorer leur productivité et la qualité ainsi que la variété de leurs produits. Il n'est pas étonnant qu'en considérant les firmes à la fois importatrices et exportatrices comme participant aux CVM, Baldwin et Yan (2014) trouvent qu'elles améliorent immédiatement et à long terme leur productivité, comparées aux firmes exclusivement exportatrices, importatrices uniquement ou encore domestiques.

Il est évident qu'il existe un mécanisme d'auto-sélection des firmes sur les marchés internationaux d'après les observations de la littérature. Néanmoins, Giovannetti et Marvasi (2016) et Giovannetti *et al.* (2015) montrent que les petites firmes moins productives peuvent exporter lorsqu'elles sont intégrées dans une chaîne de valeur. De plus, Castellani *et al.* (2010) soutiennent qu'il existe des effets post-entrée, c'est-à-dire que certaines firmes peuvent participer au commerce international sans forcément disposer d'une prime *ex ante* de productivité ; elles deviennent plus productives ensuite. Ces résultats relancent ainsi le débat sur les mécanismes qui favorisent la participation des firmes au commerce international, de manière générale, et aux CVM particulièrement.

Cette littérature montre l'importance d'évaluer les décisions d'importer et/ou d'exporter des firmes de manière simultanée. Nous intégrons cet aspect dans l'analyse de la participation des firmes françaises aux chaînes de valeur agroalimentaires pilotées par la GD.

### **3. Données et faits stylisés**

#### **3.1. Identification des firmes intégrées aux chaînes de valeur de la grande distribution : la certification privée IFS**

Pour rappel, nous cherchons à déterminer si les firmes intégrées aux chaînes pilotées par la GD ont plus de chance de participer aux CVM. En d'autres termes, nous cherchons à déterminer, si une firme agroalimentaire fournisseur de produits commercialisés sous MDD pour les enseignes de la GD (e.g. Carrefour) a une probabilité plus élevée (ou non) de s'approvisionner en intrants et, conjointement, de vendre ses produits sur des marchés étrangers. Nous comparons ainsi les firmes de l'IAA fournisseurs des enseignes de la GD, identifiées par la certification IFS, aux reste des firmes agroalimentaires qui commercialisent leurs produits sous marque propre.

La certification IFS est délivrée à la demande de chaque firme qui fait la preuve d'être en conformité avec un cahier des charges spécifique établi par la GD. Elle est accordée

séparément pour chaque ligne de production et doit être renouvelée chaque année. L'audit complet d'une ligne de production au sein d'une firme dure, en moyenne, deux jours et demi et coûte environ 3 500 €. A la suite de cet audit, la certification IFS est délivrée à la firme si la ligne de production audité répond aux exigences du référentiel. Dans le cas contraire, la firme doit réaliser des investissements supplémentaires de mise en conformité de la ligne de production. Si la firme dispose de plusieurs lignes de production qu'elle veut faire certifier, le coût de l'audit est plus important. Si la firme décide de conserver la certification plusieurs années, elle doit s'acquitter du coût fixe supplémentaire de l'audit chaque année.

### **3.2.Sources et description des données**

Les données que nous utilisons proviennent de différentes sources :

- (i) La base AMADEUS nous a permis d'identifier les firmes de l'IAA française et offrent l'information sur le champs principal d'activité, le chiffre d'affaire, le nombre d'employés et les liens financiers des firmes. Nous utilisons ces informations pour calculer la taille, la productivité et le niveau d'indépendance des firmes.
- (ii) Les douanes françaises comprennent des informations sur les importations et exportations de chaque firme par produit et pays d'origine ou de destination. Pour les besoins de notre étude, nous avons agrégé les données au niveau firme-année.
- (iii) La liste exhaustive des firmes agroalimentaires françaises certifiées IFS depuis 2003, date à laquelle la certification est lancée, fournie par l'organisation IFS. Nous utilisons cette information pour identifier les firmes participant aux chaînes de valeur pilotées par la GD.

Les informations sur la certification IFS des firmes sont combinées aux deux autres bases de données via l'identification de chaque firme avec un numéro SIREN unique, identifiant présent dans les trois bases.

La prise en compte d'une seule industrie dans nos analyses – l'IAA – nous offre l'avantage de réduire les effets de facteurs non observés sur les caractéristiques et les comportements à l'international des firmes. Toutefois, il existe une certaine hétérogénéité des activités des firmes de ce secteur, exprimé par leur champs principal d'activité (APE – correspondant aux activités économiques répertoriées dans la classification NACE Rév.2) renseigné dans la base AMADEUS.

Nous excluons les APE qui par leur objet ont un très faible taux de firmes certifiées ou de participation des firmes au commerce international (boulangeries, fabrication d'aliments pour animaux de ferme, fabrication de produits amylacés, fabrication de malt et de produits à base de tabac). Notre base de données finale porte sur la période 2006-2011 et comporte 24 351 observations dont 1 269 représentent des firmes exclusivement importatrices, 3 060 des firmes exclusivement exportatrices, 4 112 firmes conjointement importatrices et exportatrices et 15 910 firmes domestiques. Dans cet échantillon de firmes, 1 157 sont certifiées IFS. La répartition des firmes en première et dernière années de l'échantillon, par rapport à leur statut d'exportateur et/ou importateur et leur certification IFS, est présentée dans le Tableau 1.



**Tableau 1 : Fréquence de firmes participant au commerce international par statut IFS**

Types de firmes	Nombre de firmes					
	Firmes IAA		Firmes IFS		Firmes non IFS	
	2006	2011	2006	2011	2006	2011
Firmes exportatrices (proportion du total en %)	470 (13%)	738 (14%)	5 (7%)	51 (19%)	465 (13%)	687 (13%)
Firmes importatrices (proportion du total en %)	218 (6%)	215 (4%)	6 (9%)	18 (7%)	212 (6%)	197 (4%)
Firmes à la fois importatrices et exportatrices (proportion du total en %)	692 (19%)	645 (12%)	49 (72%)	159 (60%)	643 (18%)	486 (9%)
Somme des trois catégories (proportion du total en %)	1 380 (38%)	1 598 (30%)	60 (88%)	228 (86%)	1 320 (37%)	1 370 (26%)
Domestiques (proportion du total en %)	2 186 (61%)	3 828 (71%)	8 (12%)	37 (14%)	2 178 (62%)	3 791 (73%)
Total	3 566	5 426	68	265	3 498	5 161

Source: AMADEUS, organisation IFS et douanes françaises, années 2006 et 2011

Le Tableau 1 montre une composition variée des groupes de firmes certifiées IFS et non certifiées IFS par rapport aux types des firmes, liés au commerce international. Les firmes certifiées IFS sont majoritairement composées de firmes conjointement importatrices et exportatrices (72% et 60%, respectivement en 2006 et 2011) alors que les firmes non certifiées regroupent essentiellement des firmes domestiques (63% et 74%, respectivement en 2006 et 2011). Dans une plus large mesure, les firmes certifiées s'internationalisent plus, en participant davantage au commerce international que les firmes non certifiées. En guise de comparaison, en 2006, 88% de firmes certifiées IFS importent et/ou exportent, contre 37% de firmes non certifiées IFS. Cet écart s'est accru en 2011 (86% de firmes certifiées IFS contre 26% de firmes non certifiées IFS).

Le Tableau 1 montre une composition variée des firmes certifiées IFS et non certifiées IFS en fonction de leur participation au commerce international. Les firmes certifiées IFS sont majoritairement composées de firmes conjointement importatrices et exportatrices (72% en 2006 et 60% en 2011), alors que les firmes non certifiées regroupent essentiellement des firmes domestiques (63% en 2006 et 74% en 2011). Les firmes certifiées s'internationalisent plus, en participant davantage au commerce international que les firmes non certifiées. En guise de comparaison, en 2006, 88% de firmes certifiées IFS importaient et/ou exportaient, contre 37% de firmes non certifiées IFS. Cet écart s'est accentué en 2011 (86% pour les firmes certifiées contre 26% pour les non certifiées).

La distribution des firmes par taille et par statut IFS (Tableau 2) montre qu'en 2006, les firmes certifiées IFS étaient essentiellement des firmes de taille moyenne<sup>5</sup> (57,35%), et de grande taille<sup>6</sup> (25%). Toutefois en 2011, nous remarquons que la part des firmes certifiées de micro/petite<sup>7</sup> taille a dépassé celle des firmes certifiées de grande taille. Contrairement aux

<sup>5</sup> Effectifs compris entre 50 et 499 employés.

<sup>6</sup> Effectifs supérieur à 499 employés.

<sup>7</sup> Effectifs inférieur à 50 employés.

firmes certifiées, les firmes non certifiées IFS sont principalement des firmes de micro/petite taille (85,71% en 2006 et 93,12% en 2011) et en moindre partie des firmes de taille moyenne (12,72% en 2006 et 6,28% en 2011).

En ce qui concerne la distribution des firmes par rapport aux activités liées au commerce international et par taille, nous remarquons qu'en 2006, la plupart des firmes certifiées IFS sont importatrices et exportatrices de taille moyenne (39,71%) et de grande taille (23,53%). En 2011, l'effectif des firmes certifiées IFS est toujours dominé par les firmes importatrices et exportatrices de taille moyenne (35,09%). Toutefois, une remarque frappante est que les firmes certifiées importatrices et exportatrices de taille micro/petite (15,85%) sont désormais plus nombreuses que les firmes certifiées importatrices et exportatrices de grande taille. Nous observons une évolution similaire pour les firmes certifiées exportatrices de micro/petite taille dont la proportion est passée de 1,47% en 2006 à 10,19% en 2011. Cela montre que les micro/petites firmes sont de plus en plus capables de s'internationaliser lorsqu'elles sont certifiées. En même temps, les firmes non certifiées restent dominées par des firmes domestiques de micro/petite taille (60,60% en 2006 et 72,04% en 2011).

**Tableau 2 : Fréquence et proportion des firmes par taille et par statut IFS**

Année	Effectifs	Firmes exportatrices (proportion en %)		Firmes importatrices (proportion en %)		Firmes importatrices- exportatrices (proportion en %)		Firmes domestiques (proportion en %)		Total	
		IFS	Non IFS	IFS	Non IFS	IFS	Non IFS	IFS	Non IFS	IFS	Non IFS
2 006	<50	1 (1.47%)	396 (11.32%)	2 (2.94%)	169 (4.83%)	6 (8.82%)	313 (8.95%)	3 (4.41%)	2 120 (60.60%)	12 (17.65%)	2 998 (85.71%)
	50 à 499	4 (5.88%)	68 (1.94%)	4 (5.88%)	43 (1.23%)	27 (39.71%)	277 (7.92%)	4 (5.88%)	57 (1.63%)	39 (57.35%)	445 (12.72%)
	> 499	0 (0.00%)	1 (0.03%)	0 (0.00%)	0 (0.00%)	16 (23.53%)	53 (1.52%)	1 (1.47%)	1 (0.03%)	17 (25.00%)	55 (1.57%)
	Total									68	3 498
2 011	<50	27 (10.19%)	634 (12.28%)	6 (2.26%)	161 (3.12%)	42 (15.85%)	293 (5.68%)	20 (7.55%)	3718 (72.04%)	95 (35.85%)	4 806 (93.12%)
	50 à 499	24 (9.06%)	52 (1.00%)	12 (4.53%)	36 (0.70%)	93 (35.09%)	164 (3.18%)	16 (6.04%)	72 (1.40%)	145 (54.72%)	324 (6.28%)
	> 499	0 (0.00%)	1 (0.02%)	0 (0.00%)	0 (0.00%)	24 (9.06%)	29 (0.56%)	1 (0.38%)	1 (0.02%)	25 (9.43%)	31 (0.60%)
	Total									265	5 161

Source: AMADEUS, organisation IFS et douanes françaises

### 3.3.Relations entre les différents statuts d'internationalisation et la certification

Nous regroupons les observations de toutes les années<sup>8</sup> dans l'objectif de déterminer les probabilités jointes et marginales, ainsi que les probabilités conditionnelles et inconditionnelles de chacun des choix ou des combinaisons de choix observés (importer, exporter, se certifier IFS et être domestique).

<sup>8</sup> Les tendances de l'échantillon groupé sont similaires aux tendances des années prises individuellement (en guise d'exemple, nous avons les tableaux des probabilités jointes et marginales, ainsi que des probabilités conditionnelles et inconditionnelles observées pour les années 2006 et 2011 dans les tableaux A3 à A6 en Annexe A).

Le Tableau 2 montre que sur la période de 2006 à 2011 environ 29% (22%) des firmes ont au moins le statut d'exportateur (importateur) alors que 4,76% seulement des firmes sont certifiées IFS. Si on exclut les firmes purement domestiques, les firmes qui sont à la fois importatrices et exportatrices représente le plus grand poids dans notre échantillon (13,82%). Elles sont suivies des firmes uniquement exportatrices (11,92%) et à grande distance des firmes seulement importatrices (4,82%). La part des firmes qui participent conjointement aux marchés d'importation et d'exportation est encore plus importante dans le groupe de firmes certifiées IFS, dépassant le poids des firmes domestiques (3,07% vs 0,65%). Ces observations indiquent qu'il y a une forte corrélation entre le fait qu'une firme soit importatrice, exportatrice et certifiée IFS.

A partir des statistiques du Tableau 3, nous calculons les probabilités conditionnelles observées par rapport aux statuts des firmes. Les résultats rapportés dans le Tableau 4 ci-dessous montrent l'importance de la relation entre les trois statuts : importateur, exportateur et certifié IFS. En effet, parmi les firmes certifiées IFS, 72,69% sont importatrices et 78,15% sont exportatrices. Ces probabilités sont largement supérieures aux probabilités inconditionnelle de 22,10% et, respectivement 29,46% pour l'ensemble de l'échantillon. En outre, parmi les firmes qui ont conjointement le statut d'importateur (exportateur) et de certifié IFS, la probabilité d'avoir en plus le statut d'exportateur (importateur) est de 88,73% (82,53%). Ces statistiques confirment la forte corrélation entre les trois statuts et indiquent que la probabilité d'une firme d'avoir un de ces statuts, mais aucun des deux autres est assez faible. Il est important également de remarquer que la probabilité des firmes importatrices et/ou exportatrices de se certifier IFS, comparée à la probabilité des firmes certifiées d'être importatrices et/ou exportatrices, est relativement faible : 15,66% pour les importatrices, 12,63% pour les exportatrice et 18,18% pour les firmes à la fois importatrices et exportatrices.

**Tableau 3 : Probabilités jointes et marginales observées par rapport aux statuts des firmes**

	Probabilité jointe	Effet marginal (Importateur)	Effet marginal (Exportateur)	Effet marginal (IFS)
Importateur uniquement	4.82	4.82		
Exportateur uniquement	11.92		11.92	
IFS et Domestique	0.65			0.65
Importateur et Exportateur	13.82	13.82	13.82	
Importateur et IFS	0.39	0.39		0.39
Exportateur et IFS	0.65		0.65	0.65
Importateur et Exportateur et IFS	3.07	3.07	3.07	3.07
Domestique uniquement	64.68			
Total	100.00	22.10	29.46	4.76

Source: Calcul des auteurs à partir des données AMADEUS, organisation IFS et douanes françaises

**Tableau 4 : Probabilités conditionnelle et inconditionnelle observées par rapport aux statuts**

	Importateur	Exportateur	IFS
P(.)	22.10	29.46	4.76
P(.   Importateur = 1)	100.00	76.43	15.66
P(.   Exportateur = 1)	57.33	100.00	12.63
P(.   IFS = 1)	72.69	78.15	100.00
P(.   Exportateur = 1, IFS = 1)	82.53	100.00	100.00
P(.   Importateur = 1, IFS = 1)	100.00	88.73	100.00
P(.   Importateur = 1, Exportateur = 1)	100.00	100.00	18.18

Source: Calcul des auteurs à partir des statistiques observées dans les données

#### 4. Stratégie empirique

Nous modélisons les choix d'internationalisation des firmes en fonction du choix de participation aux chaînes pilotées par la GD. Nous proposons une procédure d'estimation par des probit multivariés, adaptée à notre cadre empirique. Nous nous inspirons des travaux de Goy et Wang (2016) qui modélisent le rôle de la commercialisation des licences d'innovation dans le choix du mode de protection de la propriété intellectuelle. Nous adaptons ce cadre à celui du commerce international. Nous partons de l'hypothèse selon laquelle les choix de l'internationalisation des firmes répondent à un objectif de maximisation des profits issus du commerce international.

Nous considérons que la décision d'exporter ou d'importer, notées par les variables binaires  $y_{EXP,i}$  et respectivement  $y_{IMP,i}$ , est le résultat de maximisation des profits associés,  $\pi_{EXP,i}(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\theta}_i)$  et  $\pi_{IMP,i}(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\theta}_i)$ , avec:

$$\pi_{k,i} = \boldsymbol{\beta}'_k \mathbf{X}_i + \boldsymbol{\theta}_i + \varepsilon_{k,i}; \quad k = EXP, IMP \quad (1)$$

où  $\mathbf{X}_i$  est un vecteur de variables observées spécifiques à la firme,  $\boldsymbol{\theta}_i$  un vecteur de facteurs non observables mais connus par la firme,  $\boldsymbol{\beta}'_{EXP}$  et  $\boldsymbol{\beta}'_{IMP}$  sont les vecteurs des paramètres à estimer et  $\varepsilon_{EXP,i}$  et  $\varepsilon_{IMP,i}$  sont des termes d'erreur à espérance nulle. Les profits réalisés par les firmes  $\pi_{k,i}$  n'étant pas directement observés, nous les considérons comme des variables latentes. Les firmes choisissent d'exporter ou d'importer si elles obtiennent des profits non négatifs:

$$\begin{cases} y_{k,i} = 1 & \text{si } \pi_{k,i}(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\theta}_i) \geq 0 \\ y_{k,i} = 0 & \text{si } \pi_{k,i}(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\theta}_i) < 0 \end{cases} \quad k = EXP, IMP$$

En réalité, les choix des firmes d'exporter et d'importer ne sont pas mutuellement exclusifs. La décision d'exporter peut être liée à la décision d'importer ou vice versa. En effet, Kasahara et Lapham (2013) montrent que les firmes peuvent réaliser des économies importantes sur les coûts fixes et irrécupérables du commerce international lorsqu'elles s'engagent simultanément dans des activités d'exportation et d'importation. Ce résultat s'explique par le fait que des facteurs non observables communs  $\boldsymbol{\theta}_i$  impactent les deux choix.

Pour prendre en compte cet aspect, nous spécifions, dans un premier temps, un modèle bivarié des choix d'exporter et d'importer en fonction des caractéristiques observées et non observables des firmes :

$$\begin{cases} \pi_{EXP,i} = \beta'_{EXP} \mathbf{X}_i + \delta_{EXP} Inst_{EXP,i} + \theta_i^{EXP} + \varepsilon_{EXP,i} \\ \pi_{IMP,i} = \beta'_{IMP} \mathbf{X}_i + \delta_{IMP} Inst_{IMP,i} + \theta_i^{IMP} + \varepsilon_{IMP,i} \end{cases}; \text{COV}(\varepsilon_{EXP,i}, \varepsilon_{IMP,i}) = \rho \quad (2)$$

Le vecteur des caractéristiques observées  $\mathbf{X}_i$  inclut la productivité, la taille et les liens financiers (degré d'indépendance) des firmes. Nous calculons la productivité comme le chiffre d'affaires annuel par employé. La taille de la firme est reflétée dans son chiffre d'affaires et le nombre de ses employés, mais ces deux variables sont très corrélées avec la productivité de la firme. Pour contourner ce problème (éliminer un éventuel biais de multicollinéarité), nous identifions trois catégories de firmes en fonction de leurs nombre d'employés et incluons dans l'équation (2) des dummies d'appartenance à chaque classe : (i) les petites firmes avec moins de 50 employés ; (ii) les firmes de taille moyenne avec 50 à 499 employés et (iii) les grandes firmes avec 500 employés ou plus. De manière similaire, nous incluons quatre dummies correspondant à la typologie des liens financiers des firmes : (i) les firmes indépendantes, sans liens financiers avec d'autres firmes, (ii) les têtes de groupe, qui détiennent des parts financières dans d'autres firmes mais ont la maîtrise totale de leurs propres parts, (iii) les maillons, qui à la fois ont des parts financières dans d'autres firmes et sont détenus en partie par d'autres entités, et (iv) les filiales, dont les parts financières sont détenues au moins en partie par d'autres entreprises et n'ont pas de participation financière dans d'autres firmes. Nous utilisons des effets fixes par secteur d'activité (code d'activité économique principale) et par année pour capter l'impact des facteurs non observables  $\theta_i$  dans le système d'équations (2).<sup>9</sup> Pour le statut d'importateur (exportateur), nous suivons la stratégie adoptée par Cheptea *et al.* (2019) en contrôlant les stratégies des concurrentes en calculant pour chaque firme et chaque année la part du chiffre d'affaire des firmes importatrices (exportatrices) dans le même secteur d'activité (code NACE Rév. 2) à l'exclusion de la firme concernée.

L'identification des modèles multivariés de choix binaire peut se faire uniquement grâce à la forme non linéaire de l'estimateur (probit dans notre cas). Toutefois, Wooldridge (2010, p. 594-599) et Goy et Wang (2016) recommande d'imposer des restrictions d'exclusion en introduisant (au moins) une variable instrumentale pour chaque variable expliquée (potentiellement endogène). Nous suivons cette approche et ajoutons dans le système d'équation (2) deux variables explicatives d'exclusion  $Inst_{EXP,i}$  et  $Inst_{IMP,i}$ , qui jouent séparément sur le choix d'exportation, respectivement d'importation. Nous nous inspirons du travail de Cheptea *et al.* (2019) pour la construction de ces variables. Ainsi, nous utilisons la part du chiffre d'affaires des firmes exportatrices (importatrices) concurrentes dans le même secteur d'activité comme variable instrumentale du choix d'exportation (d'importation), à l'exclusion de la firme

---

<sup>9</sup> La meilleure façon de capter les effets des facteurs non observables serait d'inclure des effets fixes firmes. Cette solution n'est pas possible à implémenter, vu le grand nombre de firme dans notre échantillon (environ 8,000) et la difficulté de convergence d'un modèle probit avec un très grand nombre d'effets fixes.

concernée<sup>10</sup>. Dans le système (2),  $\varepsilon_{ki}$  sont des termes d'erreur supposés bivariés et distribués normalement, de variance  $var(\varepsilon_{ki}) = 1$  et de matrice de covariance  $cov(\varepsilon_{EXP,i}, \varepsilon_{IMP,i}) = \rho$ . Si  $\rho = 0$ , les équations du système (2) se résument à deux modèles univariés qui peuvent être estimées séparément. Un  $\rho \neq 0$  indique une corrélation entre les déterminants non observés des décisions d'exporter et d'importer et la nécessité d'estimer les équations du système (2) simultanément.

Le système d'équation (2) ne fait pas de différenciation entre le comportement des firmes qui participent aux chaînes de valeur pilotées par la GD et les autres. Pourtant, la littérature montre que devenir fournisseur de la GD est un facteur qui conduit à une plus forte internationalisation des firmes (Giovannetti *et al.*, 2015 ; Cheptea *et al.*, 2019 ; Giovannetti et Marvasi, 2016). Pour capter cet effet, nous ajustons le système d'équations (2) en permettant une réponse différente pour les deux catégories de firmes. Nous assimilons la participation à une chaîne pilotée par la GD par l'obtention de la certification IFS par la firme. Nous introduisons la variable binaire de la certification,  $IFS_i$ , comme variable explicative des choix d'internationalisation:

$$\begin{cases} \pi_{EXP,i} = \beta'_{EXP} \mathbf{X}_i + \delta_{EXP} Inst_{EXP,i} + \gamma_{EXP} IFS_i + \theta_i^{EXP} + \varepsilon_{EXP,i} \\ \pi_{IMP,i} = \beta'_{IMP} \mathbf{X}_i + \delta_{IMP} Inst_{IMP,i} + \gamma_{IMP} IFS_i + \theta_i^{IMP} + \varepsilon_{IMP,i} \end{cases} \quad (3)$$

Maddala (1986) postule que toutes les variables explicatives du système (3) doivent être exogènes afin d'obtenir des estimateurs consistants des paramètres. Pourtant, Cheptea *et al.* (2019) montrent que la décision des firmes de se certifier est endogène avec leur décision d'exporter. Afin de rentabiliser les couts fixes associés à la certification, les firmes certifiées peuvent aussi tenter d'augmenter leurs ventes via les exportations et/ou de réduire leurs coûts via les importations. Dans le même temps, les firmes présentes sur les marchés internationaux pourraient décider de se certifier IFS pour bénéficier de potentiels avantages liés au réseau de la GD. L'origine de cette double causalité serait liée aux facteurs non observables spécifiques aux firmes et qui influencent simultanément les choix d'internationalisation et de certification. De plus, nous constatons que les firmes certifiées IFS, avant la certification, disposent d'une productivité plus élevée que les firmes non certifiées (voir Annexe B2). Cette différence *ex ante* de productivité montre qu'il y a une auto sélection des firmes certifiées.

Afin de contrôler la double causalité et l'auto sélection dans les données, et d'obtenir des estimateurs consistants des paramètres du système d'équations (3), nous suivons la procédure proposée par Maddala (1986) et Bhattacharya *et al.* (2006). Nous considérons que le choix de certification des firmes, reflété dans la variable binaire  $IFS_i$ , est déterminé par la valeur de la variable latente  $\pi_{IFS,i}$  qui mesure les bénéfices de la certification IFS pour la firme :

$$\begin{cases} IFS_i = 1 & \text{si } \pi_{IFS,i}(\mathbf{Z}_i, \varphi_i) \geq 0 \\ IFS_i = 0 & \text{si } \pi_{IFS,i}(\mathbf{Z}_i, \varphi_i) < 0 \end{cases}$$

<sup>10</sup>  $Inst_{EXP,i} = \frac{\sum_{l \neq i, l \in S} (CA_l \gamma_{EXP,l})}{\sum_{l \neq i, l \in S} CA_l}$  ;  $Inst_{IMP,i} = \frac{\sum_{l \neq i, l \in S} (CA_l \gamma_{IMP,l})}{\sum_{l \neq i, l \in S} CA_l}$ , où  $CA_l$  indique le chiffre d'affaire de la firme  $i$  appartenant au secteur d'activité  $S$ .

avec  $\pi_{IFS,i}$  exprimé comme une fonction linéaires des variables observés et non observables :

$$\pi_{IFS,i} = \boldsymbol{\alpha}'\mathbf{Z}_i + \delta_{IFS}Inst_{IFS,i} + \varphi_i + u_i \quad (4)$$

où  $Inst_{IFS,i}$  est la variable d'exclusion qui influence le choix de certification, mais pas celui d'exporter ou d'importer,  $\varphi_i$  désigne l'impact des facteur non-observables et  $u_i$  est le terme d'erreur. Nous adoptons la même stratégie que pour les choix d'exporter et d'importer pour construire la variables d'exclusion  $Inst_{IFS,i}$  spécifique à la certification. Nous considérons que la compétition des firmes du même secteur d'activité pour l'espace de ventes dans les enseignes de la GD doit affecter la stratégie de certification d'une firme sans toutefois affecter ses décisions d'internationalisation. Plus précisément, nous prenons la part du chiffre d'affaires des entreprises concurrentes du même secteur certifiées IFS, à l'exception de la firme considérée, dans le chiffre d'affaire total des firmes de ce secteur d'activité.

Une corrélation significative entre les termes d'erreurs  $\varepsilon_{ki}$  et  $u_i$  montrerait que la variable  $IFS_i$  est endogène et l'utilisation des méthodes univariées séparées produiraient des estimateurs inconsistants. Dans ce cas, le recours à un modèle multivarié reste la meilleure solution (Maddala, 1986 ; Bhattacharya *et al.*, 2006). Pour prendre en compte l'endogénéité possible de la variable  $IFS_i$ , nous construisons un modèle trivarié en combinant les équations (3) et (4):

$$\begin{cases} \pi_{EXP,i} = \boldsymbol{\beta}'_{EXP}\mathbf{X}_i + \delta_{EXP}Inst_{EXP,i} + \gamma_{EXP}IFS_i + \theta_i^{EXP} + \varepsilon_{EXP,i} \\ \pi_{IMP,i} = \boldsymbol{\beta}'_{IMP}\mathbf{X}_i + \delta_{IMP}Inst_{IMP,i} + \gamma_{IMP}IFS_i + \theta_i^{IMP} + \varepsilon_{IMP,i} \\ \pi_{IFS,i} = \boldsymbol{\alpha}'\mathbf{Z}_i + \delta_{IFS}Inst_{IFS,i} + \varphi_i + u_i \end{cases} \quad (5)$$

avec les termes d'erreur trivariés  $(\varepsilon_{EXP,i}, \varepsilon_{IMP,i}, u_i)$  distribués selon une loi normale,  $var(\varepsilon_{EXP,i}) = var(\varepsilon_{IMP,i}) = var(u_i) = 1$ ,  $cov(\varepsilon_{EXP,i}, \varepsilon_{IMP,i}) = \rho_1$ ,  $cov(\varepsilon_{EXP,i}, u_i) = \rho_2$  et  $cov(\varepsilon_{IMP,i}, u_i) = \rho_3$ . Comme dans le cas du système (2), la pertinence du modèle trivarié est jugée par des valeurs estimées non nulles des covariances  $\rho_1$ ,  $\rho_2$  et  $\rho_3$ .

Notons que le cadre modélisé par le système (5) n'est qu'un cas particulier d'un cadre beaucoup plus général d'un modèle multivarié. Ces modèles permettent d'estimer des paramètres de corrélation entre plusieurs choix modélisés. Ces corrélations renseignent sur l'existence des facteurs non observés, outre ceux qui sont explicitement pris en compte dans les modèles, qui affectent simultanément différents choix. Les estimations des paramètres du système (5) et des termes de corrélation des erreurs peuvent être obtenus grâce à un estimateur du maximum de vraisemblance simulé (SML)<sup>11</sup>. Cet estimateur est une simulation de probabilité multivariée normale calculée grâce au simulateur de Geweke–Hajivassiliou–Keane (GHK)<sup>12</sup>. Le simulateur GHK exploite le fait qu'une fonction de distribution normale multivariée peut être exprimée comme le produit de fonctions de distribution normale univariée conditionnées séquentiellement, qui peuvent être facilement et précisément évaluées (Cappellari et Jenkins, 2003). Nous utilisons cet estimateur compte tenu de ces propriétés convenantes : les probabilités simulées sont non biaisées et comprises dans l'intervalle (0,1), le simulateur est

<sup>11</sup> Voir Cappellari et Jenkins (2003) pour plus de détails.

<sup>12</sup> Voir Keane (1994) et Hajivassiliou et Ruud (1994) pour plus de détails.

une fonction continue et différentiable des paramètres du modèle, et les estimateurs sont asymptotiques dans le sens qu'ils deviennent plus consistants quand le nombre de tirages et le nombre d'observations tendent vers l'infini (Cappellari et Jenkins, 2003). En effet, d'après Cappellari et Jenkins (2003), le biais de la simulation est réduit à un niveau négligeable quand le nombre de tirage augmente avec la taille de l'échantillon. Ainsi, pour que l'augmentation du nombre de tirages permette d'obtenir des résultats plus précis, Hajivassiliou et Ruud (1994) proposent de s'assurer que le ratio entre le nombre de tirages et la racine carrée de la taille de l'échantillon soit suffisamment large. Tout compte fait, Cappellari et Jenkins (2003) rappellent qu'un nombre de tirage approximativement égal à la racine carrée de la taille de l'échantillon peut suffire pour obtenir une grande précision des résultats. Pour garantir la précision de nos résultats, nous utilisons 313 tirages par observation dans les estimations, soit le double de la racine carrée de la taille de l'échantillon.

Une hypothèse importante à tester pour la validation du modèle multivarié est que les coefficients de corrélation entre les paires de choix soient simultanément nuls. Si cette hypothèse est vérifiée, l'estimation se résume à trois modèles probit univariés indépendants. Dans le cas contraire, des modèles probit indépendants donneraient des estimateurs inefficients. Un coefficient de corrélation entre une paire de choix différent de zéro indique qu'il existe des facteurs non observés qui affectent les deux choix.

## **5. Résultats et discussions**

### **5.1. Interconnexion des décisions d'importer et d'exporter**

Notons, avant tout, que l'ensemble des tableaux dans cette section présentent les effets marginaux moyens<sup>13</sup> sur les probabilités univariées, conditionnelles et jointes prédites. Dans un premier temps nous estimons le système (2) avec un probit bivarié pour analyser la corrélation des décisions d'importer et d'exporter des firmes. L'objectif n'est pas d'estimer l'effet de la certification sur les décisions d'importer et d'exporter dans la mesure où cet effet pourrait être biaisé compte tenu de l'endogénéité possible de la décision de certification. Nous voulons plutôt déterminer les comportements des firmes certifiées IFS à l'international, comparés aux firmes non certifiées.

Les résultats de l'estimation du système (2) sur l'ensemble de notre échantillon montrent qu'il y a une forte interconnexion entre les décisions d'importer et d'exporter, en témoigne le rho fortement significatif ( $\rho = 0,61$ ). La productivité agit positivement et significativement sur les probabilités univariées (spécification 1 – Tableau 5) et les probabilités conditionnelles (colonnes 2 et 3 – Tableau 5) d'avoir les statuts d'importateur ou d'exportateur. Remarquons tout de même que l'effet marginal partiel le plus important de la productivité est enregistré sur la probabilité conditionnelle que la firme soit importatrice sachant qu'elle est exportatrice (12,60% - colonne 3 – Tableau 5). Ces résultats sont confirmés par les effets marginaux partiels de la taille des firmes, qui représentent avec la variable de la productivité, les deux variables

---

<sup>13</sup> Les probabilités prédites moyennes nous permettent de comparer les résultats sur des échantillons différents contrairement aux probabilités prédites à la moyenne de l'échantillon car à la moyenne de l'échantillon les valeurs sont différentes d'un échantillon à un autre.



d'auto sélection. En effet, nous montrons que plus la taille des firmes est grande, plus ces firmes ont de chance de s'internationaliser. L'effet marginal le plus important des modalités de la variable « Taille » est l'effet des firmes de « grande taille -500 employés ou plus » sur la probabilité conditionnelle d'être importatrice sachant que la firme est exportatrice (52% - colonne 3 – Tableau 5). Pour ce qui concerne les effets marginaux sur les probabilités jointes, la décision conjointe d'importer et d'exporter est la plus impactée (positivement) par la productivité et la modalité des firmes de grande taille (colonne 4 – Tableau 5). Ces résultats montrent que les firmes les plus grandes et les plus productives sont beaucoup plus susceptibles d'être importatrices et exportatrices conjointement (donc d'intégrer les CVM), sachant qu'elles soient au préalable exportatrices. Aussi, ces résultats sont en accord avec la littérature théorique et empirique sur l'auto sélection des firmes vers les marchés internationaux et l'interconnexion entre les décisions d'importer et d'exporter (Melitz, 2003 ; Castellani *et al.*, 2010 ; Aristei *et al.*, 2013 ; Bas et Strauss-Kahn, 2014 ; Elliott *et al.*, 2019).

En s'intéressant aux liens financiers des firmes, nous nous rendons compte que les firmes « Maillon » sont beaucoup plus susceptibles de s'internationaliser par rapport aux autres statuts, peu importe la nature de l'internationalisation. Ceci s'explique par le fait que les firmes « Maillon » bénéficient de leur relation avec leur « Tête de groupe » et leur « Filiale » qui peuvent être nationaux ou étrangers. Notons que les têtes de groupe et les filiales ont plus de chance de s'internationaliser que les indépendants.

Les variables d'exclusion, notamment la stratégie des firmes exportatrices concurrentes dans le même secteur d'activité ( $Inst_{EXP}$ ) n'a pas d'effet significatif sur la stratégie d'exportation de la firme considérée. Par contre, la stratégie des firmes importatrices concurrentes du même secteur d'activité ( $Inst_{IMP}$ ) affecte significativement la stratégie d'importation de la firme considérée. En effet, l'équation des importations de la spécification 1 du Tableau 5 montre, qu'*a priori*, plus la part des firmes importatrices concurrentes du même secteur d'activité est importante, moins la firme s'engage sur le marché d'importation. Les effets marginaux partiels de la variable d'exclusion des importations sur les probabilités conditionnelles du statut d'importateur (colonnes 4 et 6 – Tableau 5) confirment cet effet négatif. Cela montre que les firmes qui subissent une forte concurrence de leurs homologues importatrices du même secteur d'activité ont du mal à s'engager sur le marché d'importation ou à conserver leur statut d'importateur. Cet effet négatif ne signifie pas que la firme se désengage totalement du marché d'importation. Pour les firmes qui sont déjà importatrices, il y a 8,5% de probabilité qu'elles deviennent exportatrices en plus (colonne 2 – Tableau 5). Par contre, pour les firmes qui ne sont pas importatrices, il y a 4% de probabilité qu'elles soient exclusivement exportatrices (colonne 5 – Tableau 5) ou domestiques (colonne 7 – Tableau 5). Ces résultats s'expliquent par le fait que plus la part des firmes concurrentes importatrices dans le même secteur d'activité est importante, moins il y a de la place pour les autres firmes considérées de faire du profit sur le marché d'importation. Ainsi, les firmes préfèrent, soit s'engager sur le marché d'exportation tout en gardant le statut d'importateur (intégration aux CVM), soit s'engager exclusivement sur le marché d'exportation, soit rester sur le marché domestique.

**Tableau 5 : Effets marginaux moyens du biprobit entre exportateur et importateur sans la variable explicative IFS**

Variables explicatives	Probabilités univariées		Probabilités conditionnelles		Probabilités jointe deux à deux			
	(1) P(EXP=1)	P(IMP=1)	(2) P(EXP=1 IMP=1)	(3) P(IMP=1 EXP=1)	(4) P(EXP=1, IMP=1)	(5) P(EXP=1,IMP=0)	(6) P(EXP=0,IMP=1)	(7) P(EXP=0,IMP=0)
<i>ln productivité</i>	0.086*** (0.003)	0.096*** (0.003)	0.042*** (0.005)	0.126*** (0.004)	0.072*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.024*** (0.001)	-0.110*** (0.003)
<i>Liens financiers :</i>								
Firme indépendante	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
Tête de groupe	0.161*** (0.009)	0.119*** (0.008)	0.142*** (0.074)	0.118*** (0.015)	0.105*** (0.006)	0.056*** (0.007)	0.014*** (0.004)	-0.174*** (0.009)
Maillon	0.227*** (0.008)	0.198*** (0.007)	0.169*** (0.014)	0.226*** (0.013)	0.163*** (0.005)	0.064*** (0.004)	0.035*** (0.004)	-0.262*** (0.008)
Filiale	0.155*** (0.005)	0.142*** (0.004)	0.109*** (0.009)	0.167*** (0.008)	0.115*** (0.003)	0.040*** (0.004)	0.027*** (0.002)	-0.182*** (0.005)
<i>Taille :</i>								
1 à 49 employés	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
50 à 499 employés	0.231*** (0.007)	0.218*** (0.006)	0.155*** (0.012)	0.261*** (0.010)	0.174*** (0.004)	0.057*** (0.005)	0.044*** (0.003)	-0.275*** (0.007)
500 employés ou plus	0.387** (0.025)	0.407*** (0.0212)	0.216*** (0.043)	0.520*** (0.042)	0.312*** (0.014)	0.074*** (0.019)	0.094*** (0.012)	-0.481 (.024)
Poids des firmes exportatrices concurrentes dans le secteur	-0.037 (0.045)		-0.062 (0.074)	0.026 (0.031)	-0.011 (0.013)	-0.027 (0.032)	0.011 (0.013)	0.027 (0.032)
Poids des firmes importatrices concurrentes dans le secteur		-0.078** (0.037)	0.080** (0.038)	-0.151** (0.071)	-0.038** (0.018)	0.038** (0.018)	-0.039** (0.019)	0.039** (0.019)
<i>Effets fixes années</i>	OUI	OUI						
<i>Effets fixes APE</i>	OUI	OUI						
Ratio de vraisemblance	-16573.804							
$\rho$ (décisions corrélées)	0.609***							
Observations	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351

Notes : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 ; Ecart-types dans les parenthèses.

**Tableau 6 : Effets marginaux moyens du biprobit entre exportateur et importateur avec la variable explicative IFS**

Variables explicatives	Probabilités univariées		Probabilités conditionnelles		Probabilités jointe deux à deux			
	(1) P(EXP=1)	P(IMP=1)	(2) P(EXP=1 IMP=1)	(3) P(IMP=1 EXP=1)	(4) P(EXP=1, IMP=1)	(5) P(EXP=1,IMP=0)	(6) P(EXP=0,IMP=1)	(7) P(EXP=0,IMP=0)
Certifié IFS	0.055*** (0.011)	0.059*** (0.009)	0.029 (0.017)	0.077*** (0.017)	0.045*** (0.006)	0.010 (0.008)	0.014*** (0.005)	-0.069*** (0.010)
ln <i>productivité</i>	0.085*** (0.003)	0.095*** (0.003)	0.042*** (0.005)	0.125*** (0.005)	0.071*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.024*** (0.001)	-0.109*** (0.003)
<i>Liens financiers :</i>								
Firme indépendante	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
Tête de groupe	0.159*** (0.009)	0.116*** (0.008)	0.142*** (0.015)	0.115*** (0.015)	0.103*** (0.006)	0.056*** (0.007)	0.013*** (0.004)	-0.172*** (0.009)
Maillon	0.223*** (0.008)	0.194*** (0.007)	0.167*** (0.014)	0.222*** (0.013)	0.160*** (0.005)	0.064*** (0.006)	0.034*** (0.004)	-0.258*** (0.008)
Filiale	0.153*** (0.005)	0.139*** (0.004)	0.108*** (0.009)	0.164*** (0.008)	0.112*** (0.003)	0.040*** (0.004)	0.027*** (0.002)	-0.179*** (0.005)
<i>Taille :</i>								
1 à 49 employés	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
50 à 499 employés	0.221*** (0.007)	0.207*** (0.006)	0.150*** (0.012)	0.249*** (0.011)	0.165*** (0.004)	0.055*** (0.005)	0.042*** (0.003)	-0.262*** (0.007)
500 employés ou plus	0.363*** (0.026)	0.381*** (0.022)	0.204*** (0.043)	0.488*** (0.042)	0.293*** (0.014)	0.071*** (0.019)	0.089*** (0.012)	-0.452*** (0.024)
Poids des firmes exportatrices concurrentes dans le secteur	-0.040 (0.045)		-0.066 (0.074)	0.028 (0.031)	-0.012 (0.013)	-0.029 (0.032)	0.012 (0.013)	0.029 (0.032)
Poids des firmes importatrices concurrentes dans le secteur		-0.082** (0.037)	0.085** (0.038)	-0.160** (0.071)	-0.040** (0.018)	0.040** (0.018)	-0.041** (0.019)	0.041** (0.019)
<i>Effets fixes années</i>	OUI	OUI						
<i>Effets fixes APE</i>	OUI	OUI						
Ratio de vraisemblance	-16548.367							
$\rho$ (décisions corrélées)	0.607***							
Observations	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351

Notes : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 ; Ecart-types dans les parenthèses.

Nous estimons à présent le système (2) avec du biprobit, séparément sur l'échantillon des firmes certifiées (Tableau A7 en Annexe A) et sur l'échantillon des firmes non certifiées (Tableau A8 en Annexe A). Les résultats des estimations montrent qu'une hausse identique du niveau de productivité a un effet d'environ double sur la probabilité d'exporter ou d'importer (spécification 1) et la probabilité jointe d'importer et d'exporter (colonne 4) des firmes certifiées IFS (Tableau A7) par rapport aux autres (Tableau A8). L'effet de la modalité taille des grandes entreprises sur la probabilité d'exporter ou d'importer est assez proche au niveau des deux échantillons, mais sur la probabilité jointe d'importer et d'exporter, l'effet est plus important pour les firmes certifiées IFS. Ces résultats restent conformes à la littérature théorique et empirique sur le commerce international. Par contre, la productivité agit négativement sur les décisions d'importer ou d'exporter uniquement des firmes certifiées IFS (colonnes 5 et 6 - Tableau A7) alors que l'effet reste positif pour les firmes non certifiées (Colonnes 5 et 6 - Tableau A8). Nous avons montré que les firmes certifiées IFS disposent d'une prime *ex ante* de productivité par rapport aux firmes non certifiées. Les résultats que nous venons de décrire (colonnes 4 à 6 - Tableaux A7 et A8) confirment l'importance de la productivité des firmes dans les décisions d'internationalisation. En outre, ces résultats montrent *a priori* que les firmes IFS s'auto-sélectionnent plus vers les marchés d'importation et d'exportation conjointement et moins vers l'un ou l'autre des deux marchés exclusivement. Cette auto sélection des firmes certifiées est un premier élément qui indique que la participation aux chaînes de valeur pilotées par la GD permet aux firmes d'intégrer les CVM.

Les liens financiers jouent plus pour les firmes non certifiées IFS avec certaines exceptions comme l'effet des têtes de groupe sur la probabilité d'exporter et la probabilité jointe d'importer et d'exporter. Cela montre que le besoin de disposer des liens financiers pour s'internationaliser et intégrer les CVM est plus mitigé pour les firmes certifiées IFS alors que pour les firmes non certifiées, il s'agit d'un besoin important.

Les variables d'exclusion n'ont pas d'effet significatif pour les firmes certifiées, contrairement aux firmes non certifiées où leurs effets restent similaires aux résultats sur l'ensemble de l'échantillon dans le Tableau 5. Notons également que l'interconnexion des décisions d'importer et d'exporter est importante, aussi bien pour les firmes certifiées que non certifiées, en témoigne les rhos qui sont significatifs et proches pour les deux échantillons.

Nous estimons ensuite le système (3) sur l'ensemble de l'échantillon grâce à un biprobit, en intégrant la variable de la certification IFS comme déterminant des choix d'exporter et d'importer. Les résultats présentés dans le Tableau 6 montre que l'introduction de la variable de la certification IFS ne changent que très peu les coefficients des variables de contrôle et le coefficient de corrélation des termes d'erreurs, comparés aux résultats de l'estimation sur le système (2) sur l'ensemble de l'échantillon (Tableau 5). Nous notons surtout que la certification a un effet significativement positif sur les probabilités de l'ensemble des choix et combinaisons de choix d'internationalisation des firmes (Tableau 6). A part l'effet sur les probabilité univariées, les effets les plus importants de la certification IFS sont enregistrés sur la probabilité conditionnelle d'être importateur sachant que la firme est exportatrice (colonne 3 - Tableau 6) et la probabilité jointe d'importer et d'exporter (colonne 4 - Tableau 6). Ces résultats

confirment le fait que la certification donne plus de chance aux firmes de s'internationaliser et d'intégrer les CVM.

## **5.2. Auto sélection des firmes certifiées IFS en importateurs et exportateurs**

Nous avons montré dans la section précédente que les firmes certifiées IFS ont plus de chance de s'internationaliser et d'intégrer les CVM que les autres. Toutefois, les effets liés à la variable de la certification peuvent souffrir de biais d'endogénéité et d'auto sélection. En effet, nous avons montré que la variable de la certification est endogène (voir Annexe B1 pour les détails du test d'endogénéité augmenté de Durbin–Wu–Hausman) et qu'il y a une auto sélection des firmes les plus productives vers la certification (voir Annexe B2 pour les détails). Ainsi, pour confirmer nos résultats de l'effet de la certification sur les décisions d'internationalisation et d'intégration aux CVM des firmes nous proposons comme solution, pour contrôler pour un éventuel biais dans les résultats précédents, d'estimer le système (5) avec un probit trivarié.

Les résultats du triprobit présentés dans le Tableau 7 confirme l'importance de la corrélation entre la décision d'importer et d'exporter ( $\rho_{IMP - EXP} = 0,60$ ). Le signe positif du coefficient de corrélation des erreurs entre le statut d'exportateur et le statut IFS ( $\rho_{IFS - EXP}$ ) et sa significativité indiquent qu'ils existent des facteurs améliorant la probabilité d'être certifiée IFS qui agissent de manière significativement positive sur la probabilité d'être exportatrice, et vice versa. Par contre, la non significativité du coefficient de corrélation des erreurs entre les statuts IFS et d'importateur ( $\rho_{IFS - IMP}$ ) montrent qu'*a priori*, les décisions d'être certifiée et d'importer, indépendamment du statut d'exportateur, ne sont pas forcément liées directement. Le lien entre ces deux décisions, s'il existe, peut passer à travers d'autres canaux. Les facteurs qui expliquent les corrélations des erreurs ne sont pas directement observables à travers l'estimation du modèle.

La prise en compte des corrélations entre les facteurs non-observés des trois variables de choix conduit à un changement de seuil dans les estimations (Tableau 7 par rapport au Tableau 6). L'effet de la certification devient négatif sur la probabilité d'exporter et non-significatif sur la probabilité d'importer. Nous observons une hausse générale des effets de toutes les variables de contrôle, indiquant l'importance du rôle des facteurs non-observés. La corrélation des effets de facteurs non observables rend insuffisant l'interprétation des résultats de la spécification 1 uniquement, du Tableau 7. Pour mieux comprendre l'effet de la certification, nous calculons les probabilités conditionnelles d'importer et d'exporter séparément pour les firmes IFS et les firmes non IFS. Ces probabilités conditionnelles nous permettent de calculer, par la suite, l'effet de traitement de la certification IFS sur la décision d'importer et/ou d'exporter (Tableau 8) et de compléter ainsi l'interprétation des résultats du triprobit (Tableau 7).

**Tableau 7 : Effets marginaux partiels du triprobit sur les probabilités univariées et conditionnelles à la moyenne de l'échantillon**

VARIABLES	Probabilités univariées			Probabilités conditionnelles			
	P(EXP=1)	(1) P(IMP=1)	P(IFS=1)	(2) P(EXP=1 IMP=0)	(3) P(EXP=1 IMP=1)	(4) P(IMP=1 EXP=0)	(5) P(IMP=1 EXP=1)
Certifié IFS	-0.151*** (0.050)	0.041 (0.042)		-0.152*** (0.039)	-0.274*** (0.063)	0.056** (0.025)	0.183** (0.071)
ln productivité	0.117*** (0.004)	0.120*** (0.003)	0.004*** (0.000)	0.067*** (0.003)	0.052*** (0.006)	0.063*** (0.002)	0.162*** (0.006)
<i>Liens financiers :</i>							
Firme indépendante	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
Tête de groupe	0.224*** (0.013)	0.147*** (0.011)	0.019*** (0.002)	0.155*** (0.011)	0.187*** (0.019)	0.063*** (0.007)	0.146*** (0.020)
Maillon	0.312*** (0.012)	0.246*** (0.009)	0.021*** (0.002)	0.203*** (0.010)	0.218*** (0.017)	0.116*** (0.006)	0.284*** (0.017)
Filiale	0.217*** (0.007)	0.176*** (0.006)	0.021*** (0.001)	0.140*** (0.006)	0.147*** (0.011)	0.085*** (0.004)	0.208*** (0.011)
<i>Taille :</i>							
1 à 49 employés	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
50 à 499 employés	0.333*** (0.012)	0.266*** (0.011)	0.029*** (0.002)	0.216*** (0.010)	0.229*** (0.017)	0.127*** (0.007)	0.311*** (0.019)
500 employés ou plus	0.560*** (0.036)	0.492*** (0.032)	0.044*** (0.004)	0.347*** (0.032)	0.338*** (0.054)	0.244*** (0.022)	0.612*** (0.060)
Poids des firmes exportatrices concurrentes dans le secteur	-0.061 (0.060)			-0.056 (0.055)	-0.093 (0.092)	0.011 (0.011)	0.041 (0.040)
Poids des firmes importatrices concurrentes dans le secteur		-0.103** (0.046)		0.035** (0.015)	0.108** (0.048)	-0.072** (0.032)	-0.206** (0.092)
Poids des firmes certifiées concurrentes dans le secteur			-0.016*** (0.004)				
<i>Effets fixes années</i>	OUI	OUI	OUI				
<i>Effets fixes APE</i>	OUI	OUI	OUI				
Ratio de vraisemblance		-19426.521					
$\rho$ IMP – EXP		0.605***					
$\rho$ IFS – EXP		0.393***					
$\rho$ IFS – IMP		0.084					
Observations	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351	24,351

Notes : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 ; Ecart-types dans les parenthèses.

**Tableau 8 : Probabilités conditionnelles prédites et effets de traitement**

	Probabilités conditionnelles moyennes (%)	
	<i>Firmes certifiées et non certifiées IFS</i>	
P(EXP = 1 IMP = 1) Probabilité d'exporter si importateur	58.34 (0.005)***	
P(EXP = 1 IMP = 0) Probabilité d'exporter si pas importateur	20.98 (0.003)***	
P(IMP = 1 EXP = 1) Probabilité d'importer si exportateur	39.67 (0.004)***	
P(IMP = 1 EXP = 0) Probabilité d'importer si pas exportateur	13.53 (0.002)***	
	<i>Certifiées IFS</i>	<i>Non certifiées IFS</i>
P(EXP = 1) Probabilité d'exporter	59.43 (0.006)***	28.22 (0.002)***
P(IMP = 1) Probabilité d'importer	26.11 (0.002)***	21.90 (0.002)***
P(EXP = 1, IMP = 1) Probabilité d'exporter et d'importer à la fois	24.35 (0.176)***	16.01 (0.153)***
P(EXP = 0, IMP = 0) Probabilité d'être domestique	38.82 (0.170)***	65.89 (0.189)***
P(EXP = 1, IMP = 0) Probabilité d'exporter sans importer	35.07 (0.124)***	12.21 (0.079)***
P(EXP = 0, IMP = 1) Probabilité d'importer sans exporter	1.75 (0.016)***	5.89 (0.041)***
	Effet de traitement moyen (%)	
P(EXP = 1 IMP = 1) – P(EXP = 1 IMP = 0) Probabilité d'exporter : importateur vs non importateur	37.36 (0.000)***	
P(IMP = 1 EXP = 1) – P(IMP = 1 EXP = 0) Probabilité d'importer : exportateur vs non exportateur	26.13 (0.000)***	
P(EXP = 1 IFS = 1) – P(EXP = 1 IFS = 0) Probabilité d'exporter : certifié IFS vs non certifiée IFS	31.21 (0.000)***	
P(IMP = 1 IFS = 1) – P(IMP = 1 IFS = 0) Probabilité d'importer : certifié IFS vs non certifiée IFS	4.21 (0.000)***	
P(EXP = 1, IMP = 1  IFS = 1) – P(EXP = 1, IMP = 1  IFS = 0) Probabilité d'exporter et importer à la fois : certifié IFS vs non certifiée IFS	8.35 (0.043)***	
P(EXP = 0, IMP = 0  IFS = 1) – P(EXP = 0, IMP = 0  IFS = 0) Probabilité d'être domestique : certifié IFS vs non certifiée IFS	-27.07 (0.083)***	

Notes : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 ; Ecart-types dans les parenthèses.

Les résultats du Tableau 8 confirme, avant tout, la forte relation entre les statuts d'importateur et d'exportateur des firmes, que nous avons capté jusque-là à travers les coefficients de corrélation des erreurs des décisions d'importer et d'exporter. En effet, le statut d'exportateur augmente significativement la probabilité d'être importateur en moyenne de 26,13% par rapport au non exportateur. Aussi, le fait d'être importateur augmente la probabilité moyenne d'être exportateur de 37,36% et cet effet est également fortement significatif. Cela suggère que l'intégration aux CVM est tirée par le fait d'être préalablement exportateur, mais plus lorsque la firme est au préalable importatrice, indépendamment du statut IFS. Ces résultats sont conformes à ceux de la littérature et s'expliquent principalement par des mécanismes d'auto sélection mais également par des effets post-entrée (Castellani *et al.*, 2010 ; Kasahara et Lapham, 2013 ; Aristei *et al.*, 2013 ; Bas et Strauss-Kahn, 2014 ; Elliott *et al.*, 2019). En effet, le mécanisme d'auto sélection s'explique par le fait que seules les firmes les plus productives

(celles ayant atteint un seuil de productivité)<sup>14</sup> importent et /ou exportent. Ainsi, une firme qui s'engage sur le marché d'importation ou d'exportation est supposée avoir atteint un seuil de productivité qui lui permet de participer au commerce international et de pouvoir s'engager conjointement sur les marchés d'importation et d'exportation. L'effet post-entrée est dû au fait qu'il existe des firmes qui participent au commerce international (importation et/ou exportation) sans avoir un niveau de productivité assez élevé. Ceci est dû à d'autres facteurs, pas forcément observables (choix de management orienté vers l'international, connaissances par les managers des marchés étrangers, *etc.*), qui permettraient aux plus petites firmes, moins productives, de participer au commerce international. Ainsi, après avoir pénétré le marché d'importation ou d'exportation, les firmes deviennent plus productives et ont la possibilité de s'engager conjointement sur les marchés d'importation et d'exportation.

Nous cherchons à déterminer les effets du statut de la certification sur les autres variables dépendantes du système<sup>15</sup> afin de les comparer aux coefficients obtenus directement avec l'estimation du modèle trivarié. Les résultats du Tableau 8 montrent que la certification a un effet de traitement moyen fortement significatif de 4,21%, respectivement 31,21%, sur le statut d'importateur, respectivement d'exportateur. Ces coefficients sont différents des coefficients du statut IFS directement estimé par notre modèle. Cela confirme notre observation précédente sur les éléments qui ne sont pas directement observables dans le modèle mais capté par des facteurs non observables des statuts d'importateur, d'exportateur et de certification.

Nous nous intéressons à présent à notre objectif principal qui est de déterminer si la certification permet aux firmes d'intégrer les CVM en s'engageant conjointement sur les marchés d'importation et d'exportation. A cet effet, nous montrons de manière évidente que la certification améliore significativement de 8,35%, en moyenne, la probabilité d'être conjointement importateur et exportateur donc d'intégrer les CVM. Cela confirme notre hypothèse selon laquelle la participation aux chaînes pilotées par la GD est un tremplin pour les firmes d'intégrer les CVM. Ce résultat est loin d'être anodin et classique dans la mesure où Elliott *et al.* (2019) trouvent qu'il existe un effet de substitution entre l'importation et l'exportation, c'est-à-dire que les firmes importatrices (exportatrices) dans le passé sont moins susceptibles de devenir exportatrices (importatrices) dans les périodes suivantes. Elliott *et al.* (2019) expliquent ce résultat par l'importance des coûts fixes d'entrée irrécupérables causés par les décisions d'importer ou d'exporter. Selon ces auteurs, ces coûts rendent les exportations (importations) moins probables les années suivantes pour cause de manque de fonds suffisants à investir dans la pénétration de nouvel marché international immédiatement. Nos résultats s'opposent, en quelques sortes, aux résultats des travaux de Elliott *et al.* (2019) et montrent le rôle fondamental que joue la certification dans la participation aux CVM des firmes agroalimentaires. Notre résultat peut s'expliquer principalement par l'effet de réseau de la GD dont bénéficient les firmes certifiées, comme l'ont montré Cheptea *et al.* (2019), pour accéder aux marchés étrangers des exportations. Aussi, nous pouvons également expliquer notre résultat par les facilités offertes par les multinationales de la GD aux firmes agroalimentaires de leur

---

<sup>14</sup> Voir Chevassus-Lozza et Latouche (2012).

<sup>15</sup> L'effet de la certification IFS ne peut pas être estimé comme un effet marginal car c'est une variable endogène au système. Son effet sur les autres variables dépendantes du système et est obtenu comme un effet de traitement qui est calculé grâce aux probabilités conditionnelles (voir Zhang *et al.* (2009)).

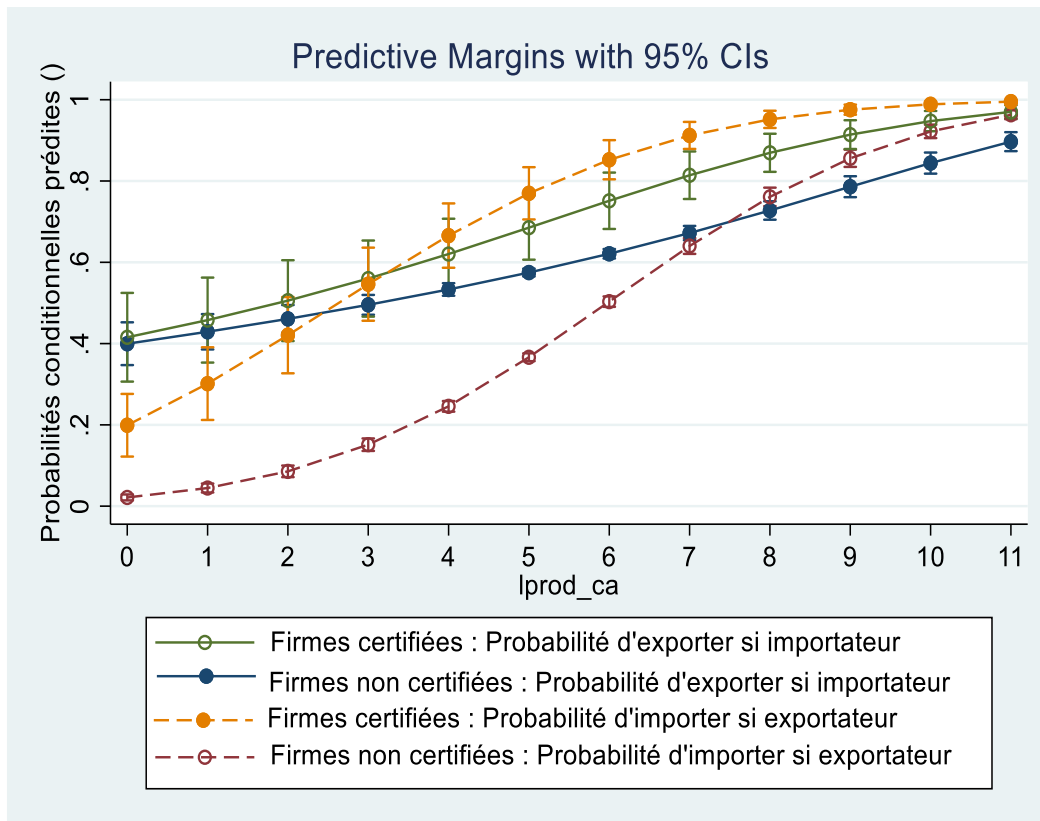


pays d'origine. Ce mécanisme s'opère à travers la présence des enseignes de la GD sur les marchés étrangers qui facilite la pénétration de ces marchés par les firmes agroalimentaires (Head *et al.*, 2014 ; Emlinger et Poncet, 2018 ; Cheptea *et al.*, 2019).

Nos résultats suggèrent également que la certification réduit significativement de 27%, en moyenne, la probabilité pour les firmes d'être domestiques. Néanmoins, la certification augmente significativement la probabilité pour les firmes d'être exclusivement importatrice, et de manière plus importante, la probabilité d'être exclusivement exportatrice (4,21% et 31,21%, respectivement). Cela montre que les firmes qui se certifient se soucient, en premier lieu, de s'engager plus sur le marché d'exportation, comparativement à la participation aux marchés d'importation ou domestique. Ainsi, une fois présentes sur le marché d'exportation, les firmes certifiées cherchent ensuite à intégrer les CVM en s'engageant sur le marché d'importation conjointement. Cela montre que le statut d'exportateur joue un rôle déterminant dans la participation aux CVM des firmes certifiées. Ce résultat est confirmé par les effets marginaux partiels sur les probabilités conditionnelles des statuts d'importateur et d'exportateur (Tableau 7). En effet, une firme certifiée non exportatrice a 5,6% plus de chance que les firmes non certifiées de devenir importateur (colonne 4 – Tableau 7). Cette probabilité grimpe à 18,30% pour les firmes exportatrices (colonne 5 – Tableau 7), alors que la certification réduit la probabilité conditionnelle pour la firme d'être exportatrice, sachant qu'elle soit importatrice ou non (colonnes 2 et 3 – Tableau 7). Cela signifie que l'effet de la certification sur la probabilité d'être importateur et exportateur conjointement est porté par le statut d'exportateur et pas par le statut d'importateur. Ceci est cohérent avec la non significativité du coefficient de l'effet de la variable du statut IFS sur la probabilité conditionnelle  $P(\text{EXP}=1|\text{IMP}=1)$  et la significativité, par contre, de son effet sur la probabilité conditionnelle  $P(\text{IMP}=1|\text{EXP}=1)$ , respectivement dans les colonnes 2 et 3 du Tableau 6 (estimation du modèle bivarié entre les statuts d'importateur et d'exportateur sur l'ensemble de l'échantillon). Cela corrobore également, comme nous l'avons évoqué précédemment, le fait que le lien entre les statuts d'importateur et de la certification s'opère indirectement à travers le canal du statut d'exportateur, qui n'est pas directement observé avec l'estimation du modèle trivarié. Ce résultat confirme les besoins des exportateurs d'améliorer leur performance sur le marché d'exportation grâce à une amélioration de la qualité des produits exportés, une diminution des coûts d'exportation, *etc.* Ceci est conforme aux résultats de Bas et Strauss-Kahn (2014) qui ont mis en évidence les besoins des exportateurs d'améliorer leur performance sur le marché d'exportation à travers un approvisionnement diversifié en inputs sur les marchés étrangers grâce aux importations, la recherche d'inputs avec un meilleur rapport qualité-coût à l'étranger.

En résumé, nous montrons que la participation aux chaînes pilotées par la GD contribue significativement à l'intégration aux CVM par les firmes agroalimentaires et que cette intégration se produit principalement à travers le canal du statut d'exportateur. Ainsi, nous montrons qu'effectivement, une firme qui participe aux chaînes pilotées par la GD a plus de chance de s'approvisionner en intrants et, conjointement, de vendre ses produits sur les marchés étrangers.

## Graphiques 1 : Probabilités conditionnelles prédites en fonction de la productivité des firmes par statut IFS



Source : estimation triprobit entre les statuts d'importateur et d'exportateur

Pour une meilleure compréhension des effets d'autres variables (que la variable IFS), et surtout pour vérifier que nous avons contrôlé pour le biais de sélection des firmes les plus productives à la certification, grâce à l'estimation triprobit, nous illustrons l'effet de la productivité pour différentes catégories de firmes certifiées et non certifiées (graphique 1)

Cette illustration graphique des résultats du triprobit montre de manière plus détaillée la trajectoire de l'effet de la productivité et de la certification sur les probabilités conditionnelles de participer au commerce international. Nous montrons qu'à productivité égale, les firmes certifiées, comparées aux non certifiées, ont plus de chance de devenir conjointement importatrice et exportatrice sachant qu'elles sont importatrices ou exportatrices, à mesure que leur productivité augmente (Graphique 1). Cela montre que ce n'est pas l'auto sélection des firmes certifiées qui leur permet de disposer d'une prime d'intégration aux CVM, par rapport aux firmes non certifiées, et met en lumière l'effet évident de la certification. Plus encore, à partir d'un certain seuil de productivité (seuil plus faible pour les firmes certifiées IFS que les non certifiées), la courbe de la probabilité d'être importateur sachant que la firme est exportatrice passe au-dessus de la courbe de la probabilité d'être exportateur sachant que la firme est importatrice. Ceci confirme le besoin de performance des firmes sur le marché d'exportation grâce aux importations, à mesure que leur productivité augmente. Ainsi, seules les firmes certifiées IFS ont plus de chance de satisfaire à ce besoin avec des niveaux de

productivité plus faibles alors que les firmes non certifiées ont besoin des niveaux de productivité plus importants. Cela montre que les firmes certifiées disposent d'importantes facilités pour pénétrer les marchés internationaux et n'ont pas forcément besoin de la condition de productivité élevée, contrairement aux firmes non certifiées.

## 6. Conclusion

Cet article montre que les firmes qui participent aux chaînes pilotées par la GD (firmes certifiées) sont beaucoup plus susceptibles d'intégrer les CVM. En outre, nous montrons que ce résultat se produit essentiellement à travers le canal du statut d'exportateur des firmes.

Ce résultat montre l'importance de la GD dans la coordination et la dynamique des CVM agroalimentaires. Ainsi, les décisions d'investissements de la GD jouent forcément un rôle important dans les stratégies internationales des firmes agroalimentaires et dans leur intégration aux CVM. Toutes politiques économiques qui permettent d'inciter les firmes à la participation aux CVM peuvent se baser sur le rôle important de la GD dans les CVM agroalimentaires. Dans le contexte précis de cette étude, nos résultats suggèrent la nécessité d'encourager les firmes agroalimentaires à intégrer les chaînes pilotées par de la GD au vu des avantages de l'internationalisation, sans forcément supporter des coûts fixes élevés de pénétrations des marchés internationaux. Néanmoins, comme le rapportent Dudás *et al.* (2020), la participation aux chaînes pilotées par la GD entraîne également des inconvénients pour les firmes agroalimentaires. Les trois plus importants inconvénients sont la faible rentabilité liée aux produits vendus sous marques de distributeurs, la substituabilité entre ces produits et la vulnérabilité des firmes agroalimentaires face aux entreprises de la GD.

Notons que cette étude est essentiellement limitée sur deux points. D'abord, rappelons qu'il existe des firmes non certifiées qui vendent leurs produits sous leurs propres marques dans les enseignes de la GD. Nous n'avons pas les moyens de distinguer ces firmes. Par conséquent, les effets estimés entre les firmes certifiées IFS, et supposées comme participant aux chaînes pilotées par la GD, et leurs homologues non certifiées pourraient être sous-estimés. Ensuite, le choix de notre indicateur de participation aux CVM, comme étant les activités conjointes d'importation et d'exportation des firmes, peut traduire une simple recherche de nouveaux marchés par les firmes pour agrandir leur part de marché. Ceci est différent d'une configuration plus spécialisée et avancée des CVM où nous observons un processus de production séquentiellement intégré entre les pays, comme l'ont montré Beugelsdijk *et al.* (2009). Une alternative pour contrôler cette limite serait de disposer d'informations supplémentaires sur la spécialisation des firmes dans des productions spécifiques au sein des CVM, la continuité de la participation des firmes aux CVM, et la proportion du chiffre d'affaires des firmes provenant de la participation aux CVM, en suivant Giovannetti et Marvasi (2016).

Ces limites offrent des perspectives à ce papier en ce qui concerne l'analyse de la création de valeur ajoutée qui constitue le concept central des CVM. En effet, une participation plus importante aux CVM n'est pas suffisante pour la compétitivité des firmes. Pour ce faire il y a la nécessité de s'appesantir sur la dimension produit au niveau des firmes en distinguant les biens intermédiaires des biens finaux pour situer la position des entreprises dans les chaînes de

valeur. Ceci permettra peut-être de mieux comprendre les positions qui sont davantage génératrices de valeur ajoutée. Cela aiderait à une meilleure définition des politiques commerciales. Enfin, comprendre les stratégies d'acquisition financières des firmes agroalimentaires en amont et/ou à l'horizontal de la filière s'avère également important. Ceci permettra de vérifier si les firmes certifiées sont plus intégrées en amont et/ou à l'horizontal de la filière et, si cela engendre un pouvoir de marché de la part des firmes certifiées pour contrebalancer le poids sans cesse croissant des entreprises de la GD.

## Références

- Amiti, Mary, et Jozef Konings. 2007. « Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia ». *American Economic Review* 97 (5): 1611-38. <https://doi.org/10.1257/aer.97.5.1611>.
- Backer, Koen de, et S. Miroudot. 2014. « Mapping Global Value Chains ». SSRN Scholarly Paper ID 2436411. Rochester, NY: Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=2436411>.
- Baldwin, John R, et Beiling Yan. s. d. « Empirical Evidence from Canadian Firm-Level Data on the Relationship Between Trade and Productivity Performance », n° 097: 20.
- Bas, Maria, et Vanessa Strauss-Kahn. 2014. « Does Importing More Inputs Raise Exports? Firm-Level Evidence from France ». *Review of World Economics* 150 (2): 241-75. <https://doi.org/10.1007/s10290-013-0175-0>.
- Beaujeu, Raphaël, Charlotte Emlinger, Jared Greenville, et Marie-Agnès Jouanjean. s. d. « Contribution des Plières internationalisées et du commerce à l'emploi dans les secteurs agricole et agro-alimentaire », 40.
- Beugelsdijk, Sjoerd, Torben Pedersen, et Bent Petersen. 2009. « Is There a Trend towards Global Value Chain Specialization? — An Examination of Cross Border Sales of US Foreign Affiliates ». *Journal of International Management, Global Sourcing and Value Creation: Opportunities and Challenges*, 15 (2): 126-41. <https://doi.org/10.1016/j.intman.2008.08.002>.
- Bhattacharya, Jay, Dana Goldman, et Daniel McCaffrey. 2006. « Estimating Probit Models with Self-Selected Treatments ». *Statistics in Medicine* 25 (3): 389-413. <https://doi.org/10.1002/sim.2226>.
- Cappellari, Lorenzo, et Stephen P. Jenkins. 2003. « Multivariate Probit Regression Using Simulated Maximum Likelihood ». *The Stata Journal* 3 (3): 278-94. <https://doi.org/10.1177/1536867X0300300305>.
- Castellani, Davide, Francesco Serti, et Chiara Tomasi. 2010. « Firms in International Trade: Importers' and Exporters' Heterogeneity in Italian Manufacturing Industry ». *The World Economy* 33 (3): 424-57. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2010.01262.x>.
- Cheptea, Angela, Charlotte Emlinger, et Karine Latouche. 2019. « Exporting Firms and Retail Internationalization: Evidence from France ». *Journal of Economics & Management Strategy* 28 (3): 561-82. <https://doi.org/10.1111/jems.12294>.
- Chevassus-Lozza, Emmanuelle, et Karine Latouche. 2012. « Firms, Markets and Trade Costs: Access of French Exporters to European Agri-Food Markets ». *European Review of Agricultural Economics* 39 (2): 257-88. <https://doi.org/10.1093/erae/jbr009>.
- Dudás, Gyula, Gyöngyi Kürthy, Edit Ördög Darvasné, Katalin Székelyhidi, Teréz Kocsis Radóczné, Eszter Takács, et Ágnes Vajda. 2020. « Hungarian Food Manufacturers' Experiences with the Production of Private Label Products ». *EuroChoices* n/a (n/a). <https://doi.org/10.1111/1746-692X.12256>.
- Elliott, Robert J. R., Nicholas J. Horsewood, et Liyun Zhang. 2019. « Importing Exporters and Exporting Importers: A Study of the Decision of Chinese Firms to Engage in International Trade ». *Review of International Economics* 27 (1): 240-66. <https://doi.org/10.1111/roie.12374>.
- Emlinger, Charlotte, et Sandra Poncet. 2018. « With a Little Help from My Friends: Multinational Retailers and China's Consumer Market Penetration ». *Journal of International Economics* 112 (mai): 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.01.007>.
- Gereffi, Gary, et Miguel Korzeniewicz. 1994. *Commodity Chains and Global Capitalism*. ABC-CLIO.

- Giovannetti, Giorgia, et Enrico Marvasi. 2016. « Food Exporters in Global Value Chains: Evidence from Italy ». *Food Policy* 59 (février): 110-25. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2015.10.001>.
- Giovannetti, Giorgia, Enrico Marvasi, et Marco Sanfilippo. 2015. « Supply Chains and the Internationalization of Small Firms ». *Small Business Economics* 44 (4): 845-65. <https://doi.org/10.1007/s11187-014-9625-x>.
- Goldberg, Pinelopi, Amit Khandelwal, Nina Pavcnik, et Petia Topalova. 2009. « Trade Liberalization and New Imported Inputs ». *American Economic Review* 99 (2): 494-500. <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.494>.
- Goy, Frederique, et Changtao Wang. 2016. « Does Knowledge Tradeability Make Secrecy More Attractive than Patents? An Analysis of IPR Strategies and Licensing ». *Oxford Economic Papers* 68 (1): 64-88. <https://doi.org/10.1093/oep/gpv051>.
- Greenville, Jared, Kentaro Kawasaki, et Raphaël Beaujeu. 2017. « How Policies Shape Global Food and Agriculture Value Chains », février. <https://doi.org/10.1787/aaf0763a-en>.
- Hajivassiliou, Vassilis A., et Paul A. Ruud. 1994. « Chapter 40 Classical Estimation Methods for LDV Models Using Simulation ». In *Handbook of Econometrics*, 4:2383-2441. Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4412\(05\)80009-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4412(05)80009-1).
- Head, Keith, Ran Jing, et Deborah L. Swenson. 2014. « From Beijing to Bentonville: Do Multinational Retailers Link Markets? » *Journal of Development Economics, Land and Property Rights*, 110 (septembre): 79-92. <https://doi.org/10.1016/j.jdevco.2014.04.007>.
- Hummels, David, Jun Ishii, et Kei-Mu Yi. 2001. « The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade ». *Journal of International Economics, Trade and Wages*, 54 (1): 75-96. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(00\)00093-3](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(00)00093-3).
- Kasahara, Hiroyuki, et Beverly Lapham. 2013. « Productivity and the Decision to Import and Export: Theory and Evidence ». *Journal of International Economics* 89 (2): 297-316. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.08.005>.
- Keane, Michael P. 1994. « A Computationally Practical Simulation Estimator for Panel Data ». *Econometrica* 62 (1): 95-116. <https://doi.org/10.2307/2951477>.
- Kraay, Aart Soloaga, Isidro Tybout, James. 2002. *Product Quality, Productive Efficiency, and International Technology Diffusion: Evidence from Plant-Level Panel Data*. Policy Research Working Papers. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2759>.
- Kugler, Maurice, et Eric Verhoogen. 2008. « The Quality-Complementarity Hypothesis: Theory and Evidence from Colombia ». Working Paper 14418. Working Paper Series. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w14418>.
- . 2009. « Plants and Imported Inputs: New Facts and an Interpretation ». *American Economic Review* 99 (2): 501-7. <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.501>.
- Luo, Yadong, et Rosalie L Tung. 2007. « International Expansion of Emerging Market Enterprises: A Springboard Perspective ». *Journal of International Business Studies* 38 (4): 481-98. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8400275>.
- Maddala, G. S. 1986. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- Martha Denisse Pierola Ana Margarida Fernandes Thomas Farole. 2015. *The Role of Imports for Exporter Performance in Peru*. Policy Research Working Papers. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7492>.
- Martincus, Christian Volpe, Sebastián Castresana, et Tomás Castagnino. 2010. « ISO Standards: A Certificate to Expand Exports? Firm-Level Evidence from Argentina ». *Review of International Economics* 18 (5): 896-912. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2010.00915.x>.
- Matias Arnoletto Sebastian Franco Bedoya José-Daniel Reyes. 2020. *Exporters Dynamics and the Role of Imports in Argentina*. Policy Research Working Papers. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-9218>.
- Otsuki, Tsunehiro. 2011. « Effect of ISO Standards on Exports of Firms in Eastern Europe and Central Asia: An Application of the Control Function Approach », 11.
- Zhang, Xiaohui, Xueyan Zhao, et Anthony Harris. 2009. « Chronic Diseases and Labour Force Participation in Australia ». *Journal of Health Economics* 28 (1): 91-108. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.08.001>.

## Annexe A

### Tableau A1 : Variables, descriptions et statistiques descriptives

Variable	Types de variables	No. Obs.	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
<i>Statut IFS</i>	Binaire (1 si la firme est certifiée IFS ; 0 sinon)	24,351	0.048	0.213	0	1
<i>IMP</i>	Binaire (1 si la firme est importatrice ; 0 sinon)	24,351	0.221	0.415	0	1
<i>EXP</i>	Binaire (1 si la firme est exportatrice ; 0 sinon)	24,351	0.295	0.456	0	1
<i>lnProductivité</i>	Continue	24,351	5.115	0.985	0	10.910
<i>Statut Indépendante</i>	Binaire (1 si la firme a le statut indépendant ; 0 sinon)	24,351	0.629	0.483	0	1
<i>Statut Tête de groupe</i>	Binaire (1 si la firme a le statut tête de groupe ; 0 sinon)	24,351	0.046	0.210	0	1
<i>Statut Maillon</i>	Binaire (1 si la firme a le statut maillon ; 0 sinon)	24,351	0.089	0.284	0	1
<i>Statut Filiale</i>	Binaire (1 si la firme a le statut filiale ; 0 sinon)	24,351	0.236	0.425	0	1
<i>Employé [1,49]</i>	Binaire (1 si le nombre d'employé de la firme est compris entre 1 et 49 inclus ; 0 sinon)	24,351	0.868	0.339	0	1
<i>Employé [50,499]</i>	Binaire (1 si le nombre d'employé de la firme est compris entre 50 et 499 inclus ; 0 sinon)	24,351	0.116	0.320	0	1
<i>Employé [&gt; 499]</i>	Binaire (1 si le nombre d'employé de la firme est strictement supérieur à 499 ; 0 sinon)	24,351	0.016	0.126	0	1
<i>Instrument_IMP</i>	Continue	24,351	0.815	0.128	0	1
<i>Instrument_EXP</i>	Continue	24,351	0.831	0.105	0	1
<i>Instrument_IFS</i>	Continue	24,351	0.305	0.191	0	0.971
<i>Effets fixes temps</i>	Catégorielle selon la période					
<i>Effets fixes temps</i>	Catégorielle selon la NACE Rév. 2 à 4 digit					

### Tableau A2: Coefficients de corrélation et test de dépendance entre les variables explicatives

Variables	<i>lnProductivité</i>	<i>Inst_IMP</i>	<i>Inst_EXP</i>	<i>Inst_IFS</i>	<i>Employé [1,49]</i>	<i>Employé [50,499]</i>	<i>Employé [&gt; 499]</i>	<i>Indépendante</i>	<i>Tête de groupe</i>	<i>Maillon</i>	<i>Filiale</i>
<i>lnProductivité</i>	1.00										
<i>Inst_IMP</i>	-0.12***	1.00									
<i>Inst_EXP</i>	0.12***	0.59***	1.00								
<i>Inst_IFS</i>	-0.10***	0.13***	-0.11***	1.00							
<i>Employé [1,49]</i>	-0.18***	-0.06***	-0.10***	-0.01	1.00						
<i>Employé [50,499]</i>	0.15***	0.05***	0.09***	0.02**	-0.93***	1.00					
<i>Employé [&gt; 499]</i>	0.09***	0.03***	0.05***	-0.01	-0.33***	-0.05***	1.00				
<i>Indépendante</i>	-0.28***	-0.09***	-0.18***	0.06***	0.42***	-0.39***	-0.15***	1.00			
<i>Tête de groupe</i>	0.14***	-0.07***	0.06***	-0.07***	-0.01**	0.01*	0.01	-0.29***	1.00		
<i>Maillon</i>	0.21***	0.03***	0.10***	-0.04***	-0.42***	0.34***	0.27***	-0.41***	-0.07***	1.00	
<i>Filiale</i>	0.12***	0.12***	0.12***	-0.00	-0.19***	0.21***	-0.01	-0.72***	-0.12***	-0.17***	1.00

Notes : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Tableau A3 : Probabilités jointes et marginales observées par rapport aux statuts des firmes pour l'année 2006**

	Probabilité jointe	Effet marginal (Importateur)	Effet marginal (Exportateur)	Effet marginal (IFS)
Importateur uniquement	5.95	5.95		
Exportateur uniquement	13.04		13.04	
IFS et Domestique	0.22			0.22
Importateur et Exportateur	18.03	18.03	18.03	
Importateur et IFS	0.17	0.17		0.17
Exportateur et IFS	0.14		0.14	0.14
Importateur et Exportateur et IFS	1.37	1.37	1.37	1.37
Domestique uniquement	61.08			
Total	100.00	25.52	32.58	1.90

**Tableau A4 : Probabilités conditionnelle et inconditionnelle observées par rapport aux statuts pour l'année 2006**

	Importateur	Exportateur	IFS
P(.)	25.52	32.58	1.90
P(. Importateur=1)	100	76.03	6.04
P(. Exportateur=1)	59.55	100	4.63
P(. IFS=1)	81.05	79.47	100
P(. Exportateur=1, IFS=1)	90.73	100	100
P(. Importateur=1, IFS=1)	100	88.96	100
P(. Importateur=1, Exportateur=1)	100	100	7.06

**Tableau A5 : Probabilités jointes et marginales observées par rapport aux statuts des firmes pour l'année 2011**

	Probabilité jointe	Effet marginal (Importateur)	Effet marginal (Exportateur)	Effet marginal (IFS)
Importateur uniquement	3.63	3.63		
Exportateur uniquement	12.66		12.66	
IFS et Domestique	0.68			0.68
Importateur et Exportateur	8.96	8.96	8.96	
Importateur et IFS	0.33	0.33		0.33
Exportateur et IFS	0.94		0.94	0.94
Importateur et Exportateur et IFS	2.93	2.93	2.93	2.93
Domestique uniquement	69.87			
Total	100.00	15.85	25.49	4.88

**Tableau A6 : Probabilités conditionnelle et inconditionnelle observées par rapport aux statuts pour l'année 2011**

	Importateur	Exportateur	IFS
P(.)	15.85	25.49	4.88
P(. Importateur=1)	100	75.02	20.57
P(. Exportateur=1)	46.65	100	15.18
P(. IFS=1)	66.80	79.30	100
P(. Exportateur=1, IFS=1)	75.71	100	100
P(. Importateur=1, IFS=1)	100	89.88	100
P(. Importateur=1, Exportateur=1)	100	100	24.64

**Tableau A7 : Effets marginaux moyens du biprobit entre exportateur et importateur pour l'échantillon des firmes certifiées IFS**

Variables explicatives	Probabilités univariées		Probabilités conditionnelles		Probabilités jointe deux à deux			
	(1) P(EXP=1)	P(IMP=1)	(2) P(EXP=1 IMP=1)	(3) P(IMP=1 EXP=1)	(4) P(EXP=1, IMP=1)	(5) P(EXP=1,IMP=0)	(6) P(EXP=0,IMP=1)	(7) P(EXP=0,IMP=0)
<i>ln productivité</i>	0.141*** (0.018)	0.175*** (0.016)	0.071*** (0.017)	0.142*** (0.016)	0.201*** (0.017)	-0.059*** (0.012)	-0.025** (0.010)	-0.116*** (0.011)
<i>Liens financiers :</i>								
Firme indépendante	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
Tête de groupe	0.250*** (0.064)	0.029 (0.046)	0.210*** (0.057)	-0.031 (0.046)	0.161*** (0.054)	0.089** (0.037)	-0.133*** (0.037)	-0.118*** (.034)
Maillon	0.079** (0.040)	0.101*** (0.036)	0.039 (0.034)	0.082** (0.034)	0.114*** (0.038)	-0.035 (0.025)	-0.013 (0.022)	-0.066*** (0.023)
Filiale	0.060 (0.037)	0.077** (0.033)	0.030 (0.031)	0.062** (0.031)	0.087** (0.035)	-0.026 (0.023)	-0.010 (0.020)	-0.050** (0.022)
<i>Taille :</i>								
1 à 49 employés	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
50 à 499 employés	0.121*** (0.025)	0.170*** (0.021)	0.054** (0.022)	0.141*** (0.021)	0.185*** (0.023)	-0.064*** (0.016)	-0.015 (0.014)	-0.105*** (0.015)
500 employés ou plus	0.355*** (0.047)	0.452*** (0.041)	0.175*** (0.045)	0.367*** (0.041)	0.512*** (0.042)	-0.157*** (0.031)	-0.060** (0.026)	-0.295*** (0.030)
Poids des firmes exportatrices concurrentes dans le secteur	-0.360 (0.225)		-0.314 (0.197)	0.086 (0.055)	-0.203 (0.127)	-0.156 (0.098)	0.203 (0.127)	0.156 (0.098)
Poids des firmes importatrices concurrentes dans le secteur		-0.106 (0.190)	0.032 (0.057)	-0.106 (0.190)	-0.073 (0.131)	0.073 (0.131)	-0.033 (0.059)	0.033 (0.059)
<i>Effets fixes années</i>	OUI	OUI						
<i>Effets fixes APE</i>	OUI	OUI						
Ratio de vraisemblance	-826.100							
$\rho$ (décisions corrélées)	0.558***							
Observations	1,157	1,157	1,157	1,157	1,157	1,157	1,157	1,157

Notes : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 ; Ecart-types dans les parenthèses



**Tableau A8 : Effets marginaux moyens du biprobit entre exportateur et importateur pour l'échantillons des firmes non IFS uniquement**

Variables explicatives	Probabilités univariées		Probabilités conditionnelles		Probabilités jointe deux à deux			
	(1) P(EXP=1)	(1) P(IMP=1)	(2) P(EXP=1 IMP=1)	(3) P(IMP=1 EXP=1)	(4) P(EXP=1, IMP=1)	(5) P(EXP=1,IMP=0)	(6) P(EXP=0,IMP=1)	(7) P(EXP=0,IMP=0)
<i>In productivité</i>	0.081*** (0.003)	0.090*** (0.003)	0.041*** (0.005)	0.123*** (0.005)	0.066*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.024*** (0.001)	-0.106*** (0.003)
<i>Liens financiers :</i>								
Firme indépendante	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
Tête de groupe	0.150*** (0.009)	0.115*** (0.008)	0.130*** (0.016)	0.124*** (0.016)	0.096*** (0.006)	0.054*** (0.007)	0.019*** (0.004)	-0.169*** (0.009)
Maillon	0.231*** (0.009)	0.197*** (0.007)	0.179*** (0.015)	0.231*** (0.014)	0.158*** (0.005)	0.073*** (0.006)	0.039*** (0.004)	-0.270*** (0.008)
Filiale	0.151*** (0.005)	0.137*** (0.004)	0.108*** (0.009)	0.166*** (0.008)	0.107*** (0.003)	0.044*** (0.004)	0.030*** (0.002)	-0.180*** (0.005)
<i>Taille :</i>								
1 à 49 employés	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence	référence
50 à 499 employés	0.232*** (0.008)	0.209*** (0.006)	0.167*** (0.013)	0.254*** (0.012)	0.164*** (0.004)	0.068*** (0.005)	0.045*** (0.003)	-0.277*** (0.007)
500 employés ou plus	0.371*** (0.034)	0.367*** (0.028)	0.233*** (0.058)	0.472*** (0.055)	0.278*** (0.018)	0.093*** (0.025)	0.089*** (0.015)	-0.460*** (0.032)
Poids des firmes exportatrices concurrentes dans le secteur	-0.017 (0.046)		-0.030 (0.078)	0.013 (0.033)	-0.005 (0.012)	-0.013 (0.034)	0.005 (0.012)	0.013 (0.034)
Poids des firmes importatrices concurrentes dans le secteur		-0.076** (0.037)	0.082** (0.040)	-0.154** (0.076)	-0.037** (0.018)	0.037** (0.018)	-0.039** (0.019)	0.039** (0.019)
<i>Effets fixes années</i>	OUI	OUI						
<i>Effets fixes APE</i>	OUI	OUI						
Ratio de vraisemblance	-15549.087							
$\rho$ (décisions corrélées)	0.608***							
Observations	23,194	23,194	23,194	23,194	23,194	23,194	23,194	23,194

Notes : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 ; Ecart-types dans les parenthèses.

## Annexe B

### Annexe B1 : Test d'endogénéité de Durbin–Wu–Hausman sur la variable du statut IFS

La variable certification constitue notre principale variable d'intérêt pour l'évaluation des marges extensive et intensive du commerce. Pour cela, nous cherchons à nous assurer que les coefficients liés à cette variable lors de nos estimations ne souffrent d'aucune forme de biais. Pour cela, nous testons son Nous procédons au test d'endogénéité augmenté de Durbin–Wu–Hausman qui se déroule en deux étapes pour tester l'endogénéité de variable de la certification IFS. Dans un premier temps, nous régressons individuellement la variable du statut IFS sur l'ensemble des variables explicatives du système d'équations (5). Nous récupérons ensuite les résidus issus de ces estimations que nous introduisons dans les autres équations du système (5) pour l'estimation de régressions augmentées de ces résidus de chacune des équations (statuts d'importateur et d'exportateur). La règle de décision veut que si les coefficients des résidus sont significativement différents de zéro alors la variable du statut IFS est endogène et cette endogénéité doit être prise en compte lors des estimations des modèles.

**Tableau B1 : Test d'endogénéité de Durbin–Wu–Hausman sur la variable de la certification IFS**

	Marge extensive : Echantillon de toutes les firmes		
	Première étape		Deuxième étape
	(1)	(2)	(3)
Variables explicatives	P(IFS=1)	P(EXP=1)	P(IMP=1)
<i>ln productivité</i>	0.007*** (0.002)	0.089*** (0.004)	0.091*** (0.004)
<i>Liens financiers :</i>			
Firme indépendante	référence	référence	référence
Tête de groupe	0.037*** (0.011)	0.234*** (0.026)	0.129*** (0.023)
Maillon	0.054*** (0.014)	0.301*** (0.021)	0.287*** (0.021)
Filiale	0.043*** (0.005)	0.201*** (0.013)	0.192*** (0.012)
<i>Taille :</i>			
1 à 49 employés	référence	référence	référence
50 à 499 employés	0.192*** (0.013)	0.327*** (0.018)	0.380*** (0.017)
500 employés ou plus	0.399*** (0.0445)	0.424*** (0.029)	0.540*** (0.028)
Poids des firmes exportatrices concurrentes dans le secteur	0.031 (0.027)	-0.058 (0.039)	
Poids des firmes importatrices concurrentes dans le secteur	0.036 (0.025)		-0.085*** (0.033)
Résidus de la première étape		0.087*** (0.021)	0.098*** (0.020)
<i>Effets fixes années</i>	OUI	OUI	OUI
<i>Effets fixes APE</i>	OUI	OUI	OUI
<i>R<sup>2</sup></i>	0.202	0.371	0.408
Test de Fisher (P-value)		0.000	0.000
Observations	24,351	24,351	24,351

Notes : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 ; Ecart-type dans les parenthèses.

Les résultats du test présentés dans le Tableau B1 ci-dessus, montrent que les p-value < 1% du test de Fisher sur les coefficients associés aux résidus dans les estimations de la seconde étape ne rejettent pas l'hypothèse de la non exogénéité de la variable de la certification IFS.

### Annexe B2 : Test d'auto sélection de la certification : Prime *ex ante* de productivité des firmes selon le statut de la certification

Nous cherchons à tester l'auto sélection des firmes certifiées IFS. Nous vérifions si les firmes qui obtiennent la certification IFS à un instant  $t$  étaient plus productives quand elles étaient encore non certifiées à un instant antérieur  $t - \tau$  ( $0 \leq \tau \leq 2$ ) que leurs homologues non certifiées à cet instant. Pour cela nous nous inspirons de la méthodologie utilisée par Castellani *et al.* (2010) pour déterminer l'auto sélection des firmes italiennes dans le commerce international. Nous testons la présence d'un écart de productivité entre les firmes ayant obtenu la certification IFS en  $t$  et les autres, un et deux années avant l'obtention de la certification. Plus précisément, nous estimons l'équation suivante :

$$\ln Productivité_{i,t-\tau} = \alpha_0 + \alpha_1 IFSstarter_{i,t-\tau} + \phi_{i \in APE} + T_t + \varepsilon \quad (6)$$

où  $\ln Productivité_{i,t-\tau}$  est le logarithme de la productivité de la firme  $i$  en  $t - \tau$ ,  $0 \leq \tau \leq 2$ , et la variable binaire  $IFSstarter_{i,t-\tau}$  indique le statut de certification de cette firme dans la même année. La variable  $IFSstarter_{i,t}$  prend la valeur 1 si la firme  $i$  était certifiée en  $t$ , indépendamment de son statut de certification les années précédentes.  $IFSstarter_{i,t-1}$  est égale à 1 si la firme était certifiée en  $t$  mais non certifiée en  $t - 1$  et est égale à 0 dans le reste des cas. Selon la même règle,  $IFSstarter_{i,t-2}$  prend la valeur 1 si la firme était certifiée en  $t$  mais non certifiée en  $t - 1$  et en  $t - 2$  et la valeur 0 dans le reste des cas. Dans l'équation (6) nous incluons des effets fixes par code d'activité APE  $\phi_{i \in APE}$  afin de contrôler pour l'hétérogénéité des performances des firmes en fonction de leur activité spécifique. Nous ajoutons des effets fixes années  $T_t$  pour capter les chocs annuels ayant frappés l'ensemble de l'économie.  $\alpha_0$  et  $\alpha_1$  sont les paramètres à estimer et  $\varepsilon$  est un terme d'erreur à espérance nulle.

**Tableau B2 : Evaluation des primes de productivité *ex ante* des firmes IFS**

	Variable expliqué : <i>ln productivité</i>					
	Ensemble des firmes			Firmes participant au commerce international		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$IFSstarter_{i,t}$	0.501*** (0.035)			0.212*** (0.033)		
$IFSstarter_{i,t-1}$		0.421*** (0.047)			0.176*** (0.049)	
$IFSstarter_{i,t-2}$			0.420*** (0.0403)			0.177*** (0.042)
<i>Effets fixes temps</i>	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
<i>Effets fixes APE</i>	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	24,351	16,089	15,084	8,441	5,910	5,672
R <sup>2</sup>	0.182	0.209	0.219	0.202	0.202	0.197

Notes : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 ; Ecart-type dans les parenthèses.

Nous estimons l'équation (6), sur l'ensemble des firmes (colonnes 1 à 3) et sur les firmes qui participent uniquement au commerce international (colonnes 4 à 6), par moindres carrés ordinaires et présentons les résultats dans le Tableau B2. Les résultats dans la colonne (1) indiquent que les firmes certifiées sont en moyenne 50% plus productives que les non certifiées. Les firmes certifiées IFS disposent également d'une prime de productivité *ex ante* par rapport à leurs homologues non certifiées. En effet, les firmes qui obtiennent la certification étaient en moyenne 42% plus productives que les firmes non certifiées une et deux années avant la certification. La prime de productivité *contemporaine* et *ex ante* des firmes certifiées par rapport aux non certifiées est environ deux fois plus faible si on restreint l'analyse aux firmes qui participent au commerce international.