



HAL
open science

Économies d'agglomération à l'export et difficulté d'accès aux marchés

Pamina Koenig, Florian Mayneris, Sandra Poncet

► **To cite this version:**

Pamina Koenig, Florian Mayneris, Sandra Poncet. Économies d'agglomération à l'export et difficulté d'accès aux marchés. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 2011, 435-436, pp.85-104. hal-00633773

HAL Id: hal-00633773

<https://hal.science/hal-00633773v1>

Submitted on 20 Oct 2011

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.

Economies d'agglomération à l'export et difficulté d'accès aux marchés

Pamina Koenig Florian Mayneris Sandra Poncet

Résumé

La littérature empirique du commerce international souligne l'existence d'économies d'agglomération à l'export. Elle met en évidence l'impact positif de la présence d'autres exportateurs locaux sur la probabilité qu'une firme commence à exporter vers un pays donné. Nous explorons ce résultat en étudiant la nature de ces effets en fonction de caractéristiques hétérogènes des firmes exportatrices et de variables mesurant la difficulté d'accès des pays importateurs: temps et nombre de documents nécessaires à l'importation dans le pays, demande pondérée, et mesure du risque économique et global dans le pays. Nos résultats montrent qu'une augmentation du nombre de voisins exportateurs a davantage d'impact sur la probabilité qu'une firme commence à exporter lorsqu'il s'agit d'un pays difficile d'accès. Ce résultat est robuste à divers sous-échantillons et pour l'ensemble de nos mesures de difficulté d'accès.

JEL Codes: F1, R12, L25.

Keywords: exportations individuelles, externalités, agglomération, difficulté d'accès au marché.

1. Introduction

Les performances des firmes françaises à l'exportation suscitent de vives inquiétudes depuis le début des années 2000, avec une diminution du nombre de firmes exportatrices¹ et un déficit commercial en augmentation. Des rapports publics récents pointent le nombre insuffisant d'entreprises exportatrices comme une explication possible du déficit commercial croissant en France². Les pouvoirs publics français ont réagi en multipliant les dispositifs de soutien, visant notamment à favoriser les actions collectives à l'exportation et le partage d'expérience entre les entreprises géographiquement proches. Des clubs d'exportateurs à la politique des pôles de compétitivité, l'idée sous-jacente est qu'à plusieurs, il est plus facile de surmonter les coûts et les difficultés liés à l'exportation. Afin d'évaluer le bien-fondé de ces politiques et d'orienter la prise de décision publique, il paraît donc nécessaire d'étudier les déterminants, au niveau des entreprises, de l'entrée sur les marchés internationaux.

Dans cet article nous examinons un aspect important de l'internationalisation des firmes, les déterminants de la décision individuelle de commencer à exporter liés à l'environnement industriel local des entreprises. En effet, alors que les facteurs macroéconomiques (taux de change, prix de l'énergie, etc..) se sont progressivement révélés insuffisants pour expliquer l'évolution des exportations françaises, les questionnements à propos des déterminants du solde commercial se sont petit à petit recentrés sur des éléments liés au comportement

¹Leur nombre a baissé de 4% entre 2000 et 2003.

²Se référer notamment à Artus et Fontagné (2006) et Fontagné et Gaulier (2008).

microéconomique des entreprises. D'un point de vue théorique, les modèles de commerce intègrent dans les équations de gravité trois types de déterminants des flux bilatéraux : les variables spécifiques à l'exportateur, les variables bilatérales et les variables propres à l'importateur. Deux types de facteurs définissent la capacité d'offre de l'exportateur : les caractéristiques propres aux firmes elles-mêmes (taille, productivité, intensité d'innovation...) et les conditions locales qui entourent la firme, susceptibles d'avoir un impact sur leur comportement à l'exportation. Le rôle des facteurs locaux dans l'intensité du commerce international entre régions a été étudié empiriquement par deux branches séparées de la littérature empirique du commerce international, qui aujourd'hui se rejoignent.

Une première partie de la littérature étudie l'impact des réseaux sociaux, phénomène bilatéral propre au couple pays exportateur (ou firme exportatrice)-pays importateur. L'intuition sous-jacente à l'impact des réseaux sociaux et réseaux d'entreprises sur le commerce interrégional ou international est que ceux-ci permettent de réduire les barrières informelles au commerce. Les réseaux bilatéraux entre pays exportateur et pays importateur permettent de diffuser les préférences des consommateurs ou de diminuer le coût fixe d'entrée sur le marché étranger. Alors que la littérature sur les réseaux de migrants est abondante, il existe relativement peu de validations empiriques concernant l'impact des réseaux d'entreprises. Dans une revue de la littérature sur les réseaux sociaux et réseaux d'entreprises dans le commerce international, Rauch (2001) définit ces derniers comme des ensembles de firmes intégrées ou partiellement intégrées, localisées dans deux pays différents et dont l'appartenance au groupe est publique. Ainsi, les travaux empiriques sur le sujet portent notamment sur l'appartenance aux keiretsu japonaises et montrent que la présence de firmes du groupe dans le pays de destination a un impact significatif sur les exportations vers ce pays (Belderbos et Sleuwaegen 1998; Head et Ries 2001).

Une deuxième branche de la littérature empirique porte sur l'existence d'économies d'agglomération à l'export, appelées aussi spillovers à l'exportation.³ Celles-ci sont des externalités positives sur la performance d'une firme à l'exportation, engendrées par la présence d'autres exportateurs dans la même localité. A la différence des réseaux sociaux, ces effets n'étaient jusqu'à récemment pas considérés comme bilatéraux mais étaient modélisés comme propres à la firme exportatrice ou à sa région. Ces effets transiteraient entre autres par une réduction des coûts liés à la recherche d'information sur les marchés étrangers ou encore par la mutualisation des coûts liés au transport des biens. A partir de données individuelles de commerce, l'impact de la concentration spatiale d'exportateurs sur les performances à l'exportation des entreprises a d'abord été abordé de manière relativement agrégée, en raison de l'absence de données détaillées sur la localisation des firmes et la destination des exportations. Ainsi, Aitken, Hanson et Harrison (1997) trouvent un lien positif entre la présence de firmes multinationales dans les différents Etats du Mexique et la probabilité que les firmes du même Etat exportent. Greenaway, Sousa et Wakelin (2004) et Kneller et Pisu (2007) montrent que la présence de firmes multinationales influence positivement la décision d'exportation des firmes domestiques pour le premier et les marges intensive et extensive du commerce pour le second. Récemment, Greenaway et Kneller (2008) ont montré sur données anglaises que l'agglomération sectorielle et régionale est bénéfique à l'entrée de nouvelles firmes sur les marchés d'exportation entre 1988 et 2002. Deux articles soulignent toutefois l'absence de spillovers à l'exportation. Barrios, Görg et Strobl (2003) ne trouvent aucun lien entre la présence d'exportateurs ou de firmes multinationales et la décision et le volume d'exportation des firmes espagnoles entre 1990 et 1998. Enfin, Bernard et Jensen (2004), sur données de panel notent également l'absence de économies d'agglomération à l'exportation sur la décision d'exporter de firmes américaines, et ce que les exportateurs voisins soient

³Ces derniers n'englobent en théorie toutefois que les transferts d'information.

comptés au niveau de la région, du secteur, ou les deux.

Les premiers résultats de la littérature ont ensuite été approfondis à l'aide de données plus désagrégées. La disponibilité de données détaillées concernant les flux d'exportation des firmes françaises, la destination de ces flux, ainsi que l'adresse des exportateurs, a permis d'examiner la spécificité en termes de pays de destination et le caractère local des effets d'agglomération sur les performances à l'export. Koenig (2009), sur données françaises d'exportation individuelles détaillant le pays de destination, obtient un impact positif de la proximité d'autres exportateurs sur la décision de commencer à exporter. La littérature se rapproche ici des effets étudiés dans le cas des réseaux d'entreprises⁴, car plus qu'un effet uniquement spécifique à la région de départ, les résultats ont souligné la nature bilatérale des effets d'agglomération: en effet, c'est uniquement la proximité aux exportateurs vers un pays donné qui augmente la probabilité qu'une firme commence à exporter vers ce pays. Koenig, Mayneris et Poncet (2010) poursuivent l'analyse sur données plus récentes (1998-2003) et plus détaillées (niveau produit). Ils soulignent l'existence d'un impact positif de la proximité d'autres exportateurs, sur la décision de commencer à exporter mais pas, ou très peu, sur le volume d'export. Enfin, ces effets sont clairement locaux (ils décroissent avec la distance séparant la firme des exportateurs voisins) et spécifiques au produit et au pays de destination. Il apparaît donc que la littérature sur les économies d'agglomération à l'export se rapproche des effets de réseaux sur le commerce à travers le caractère bilatéral de la variable d'intérêt. Dans cet article, nous prenons ce résultat comme donné et nous cherchons à approfondir la nature des économies d'agglomération à l'export. Sont-elles différentes en fonction de la taille des firmes? Si celles-ci sont spécifiques au pays de destination, doit-on observer un effet plus important lorsque le pays est facile ou difficile d'accès? A notre connaissance, aucun travail n'a exploré jusqu'ici l'existence d'une telle hétérogénéité des économies d'agglomération à l'exportation.

Notre variable est une variable bilatérale qui mesure un effet facilitateur de commerce sur la marge extensive. Nous nous intéressons aux firmes qui n'exportent pas vers le pays j en une année $t-1$ donnée, et nous cherchons à savoir si la présence d'autres firmes ayant une expérience à l'export vers ce pays, toutes choses étant égales par ailleurs, augmente la probabilité que la firme se mette à exporter vers j à la date t . Nous supposons que les spillovers peuvent agir de deux manières différentes : à coût fixe d'exportation donné, ils peuvent réduire le handicap productif de certaines entreprises. On s'attend dans ce cas à ce qu'ils soient d'autant plus forts que la firme est peu productive au départ. A productivité donnée, ils peuvent réduire le coût fixe d'exportation. Si nous supposons un coût fixe d'entrée sur le marché d'export, bilatéral entre chaque firme localisée en France et chaque pays de destination, le coût fixe sera plus élevé pour un marché lointain, ne partageant pas la même langue ni la même culture administrative. D'autre part, en raison entre autres du faible développement du système de distribution, une firme aura d'autant plus de difficultés à commencer à exporter vers un pays si la demande de celui-ci est faible ou peu orientée vers les produits qu'elle exporte. Dans ces deux cas, nous nous attendons à ce que les effets d'agglomération soient renforcés avec la difficulté d'accès au pays de destination.

Notre démarche empirique consiste à séparer nos observations en plusieurs sous-échantillons correspondant à différents niveaux de performance des firmes et de difficulté d'accès au

⁴Les littératures sur l'influence des réseaux d'entreprises et l'impact des économies d'agglomération sur les exportations analysent donc deux phénomènes proches. Il s'agit de mesurer l'intensité de liens microéconomiques qui unissent deux localités, et d'en évaluer l'impact sur les performances à l'exportation des entreprises. Dans le cas des réseaux, l'appartenance au groupe est publique. L'importance du phénomène est mesurée dans la localité de destination des exportations (le nombre de firmes du réseau ayant une filiale dans le pays importateur). Dans le cas des économies d'agglomération à l'export, on mesure les possibilités de partager les coûts d'infrastructure ou d'information dans la localité de départ des exportations. On ne parle pas d'appartenance publique à un groupe, puisque l'on s'intéresse à l'expérience que les firmes implantées localement ont eue dans le pays étranger.

marché de destination. Nous cherchons ainsi à vérifier si, pour différents indicateurs, l'effet des économies d'agglomération à l'export est systématiquement plus important pour les sous-groupes caractérisés par une productivité plus faible ou un coût fixe plus élevé. Cette approche autorise un impact hétérogène de toutes les variables explicatives de la décision de commencer à exporter, et pas uniquement de la variable de spillovers. Les résultats empiriques montrent qu'un tel choix est justifié. C'est pourquoi nous avons préféré cette stratégie à une approche plus continue basée sur des interactions.

En utilisant les données d'exportation par firme, produit, pays et année, sur la période 1998-2003, nous montrons que contrairement aux attentes, la proximité d'autres exportateurs n'a pas d'effet différencié sur la probabilité de commencer à exporter selon les performances initiales des entreprises : les effets mesurés sont les mêmes, que l'entreprise soit plus ou moins productive que la moyenne, ou plus ou moins grande que la moyenne. En revanche, elle a un effet plus important sur la probabilité de commencer à exporter d'une firme lorsque le pays est difficile d'accès.

2. Approche empirique

A notre connaissance, Krautheim (2009) est le seul travail à étudier théoriquement les spillovers à l'exportation. Le nombre d'exportateurs permet selon lui de réduire le coût fixe à l'exportation, ce qui justifie une approche empirique centrée sur la marge extensive. Par ailleurs, dans Koenig et al. (2010), nous montrons sur les mêmes données que celles utilisées dans cet article, que des spillovers à l'exportation existent sur la probabilité de commencer à exporter mais pas sur le volume exporté. Notre approche empirique reprend ainsi l'équation gravitaire de Koenig et al. (2010) sur la probabilité de commencer à exporter un produit vers un pays donné au niveau firme. Nous présentons cette équation dans la sous-section 2.1 et nous détaillons les difficultés d'estimation dans la sous-section 2.2.

1. La probabilité de commencer à exporter

Nous supposons que les firmes d'un pays F (ici, la France) peuvent exporter leurs produits vers l'ensemble des pays étrangers. Conformément aux équations de gravité utilisées pour évaluer les déterminants des flux de commerce au niveau agrégé, les exportations individuelles dépendent alors de facteurs propres à l'entreprise (i), de facteurs propres au pays de destination (j), et de facteurs bilatéraux (ij). Une firme commence à exporter un produit k vers un pays j à la date t si son profit sur le marché étranger est positif.

Le profit d'exportation est supposé augmenter avec la capacité d'offre de la firme et la capacité de demande du pays importateur. On s'attend à ce qu'il diminue avec les barrières au commerce bilatérales, parmi lesquelles la distance entre la France et le pays de destination. Notre variable d'intérêt est la variable d'économies d'agglomération à l'export, qui est susceptible d'influencer la probabilité de commencer à exporter en diminuant le coût fixe d'exportation. Nous écrivons donc la probabilité qu'une firme i localisée dans la zone d'emploi z commence à exporter un produit k vers un pays j à la date t de la manière suivante :

$$\text{Prob}_{it}^{kj} = \text{Prob}(\alpha_0 \text{eff}_{it} + \alpha_1 \text{prod}_{it} + \alpha_2 \text{imp}_t^{kj} + \alpha_3 \text{emp}_{izt} + \alpha_4 \text{dist}^j + \alpha_5 \text{exp-agglo}_{zt} + \varepsilon_{it}^{kj} > 0) \quad (1)$$

où eff_{it} est le log du nombre d'employés dans la firme i à la date t , prod_{it} est le log de la productivité totale des facteurs (PTF) de la firme i à la date t , imp_t^{kj} est le log des importations totales en produit k du pays j à la date t (en dollars courants), emp_{izt} est le log du nombre d'employés dans la zone d'emploi z (une fois déduits ceux de i) où est implantée

la firme en t , dist^j est le log de la distance en kilomètres entre la France et le pays j , et exp-agglo_z est la variable représentant les économies d'agglomération à l'exportation pour la firme i à la date t , mesurées par le nombre d'exportateurs (i exclue) dans la zone d'emploi z où est localisée la firme i . Notons que notre variable de gauche concerne un changement de statut à l'export au niveau firme-produit-pays, puisqu'elle prend la valeur 1 lorsqu'une firme commence à exporter un produit vers un pays à la date t alors qu'elle ne l'exportait pas vers ce pays à la date $t-1$. En revanche, nous ne considérons pas dans notre échantillon les flux "persistants" (exportation en t et en $t-1$) et les flux "cessants" (export en $t-1$ et pas en t). La nature même de la question posée et la construction de notre variable dépendante conduit à s'intéresser à des déterminants de très court terme de la décision de commencer à exporter. Il est donc adéquat que nos coefficients soient estimés sur la variabilité temporelle des variables explicatives. Nous estimons cette équation avec un logit, en contrôlant pour les effets fixes firme-produit-pays. Une telle stratégie conduit à s'intéresser aux déterminants de court terme de la décision de commencer à exporter. Pour mesurer des effets d'agglomération de long terme, l'exploitation de variations transversales, ainsi que le font Combes et al. (2004) et Briant et al. (2009) pour étudier l'impact des migrants sur le commerce, paraît plus adaptée. Les deux approches, loin d'être antinomiques, nous semblent tout à fait complémentaires. Dans un souci de recommandations en termes de politiques publiques, l'approche de court terme nous semble tout à fait pertinente: les décideurs publics attendent en effet souvent des retours rapides des dispositifs d'aide à l'exportation qu'ils mettent en place. Nous ne suggérons pour autant pas que les déterminants de court terme de la décision de commencer à exporter jouent systématiquement dans le même sens que les déterminants de plus long terme. Il est ainsi possible que le nombre de voisins exportateurs facilite la première entrée sur les marchés internationaux mais également donne lieu à un effet concurrence qui pourrait rendre cette entrée moins durable et à plus long terme affecter négativement le statut d'exportateur. Nous ne cherchons pas dans cet article à répondre à ces questions qui restent ouvertes pour des travaux futurs. Notons enfin que nous nous intéressons dans cet article à la décision individuelle de commencer à exporter un produit vers un pays donné, et non au statut d'exportateur. L'étude du statut d'exportateur correspond à une problématique différente et devrait donc faire intervenir des déterminants distincts. Ainsi, les entreprises qui exportent un produit vers un pays donné tous les ans ne sont pas confrontées à un problème d'internationalisation. De plus, il est probable que leur entrée sur le marché ait été décidée de longue date et soit désormais acquise. Il en est sans doute de même pour les entreprises qui n'exportent jamais un produit vers un pays donné : la décision de ne pas entrer sur tel ou tel marché ait été prise de longue date et soit à présent acquise pour l'entreprise. En outre, il est difficile de définir si un couple produit-pays fait partie des alternatives pertinentes pour l'entreprise si aucun flux n'est observé pour ce produit-pays au niveau de l'entreprise au cours de la période observée.

2. Estimation et contrôles

A ce stade il est important de mentionner les difficultés que nous rencontrons dans l'estimation des économies d'agglomération à l'export. Ces difficultés sont détaillées dans Koenig et al. (2010), nous les résumons ici. L'estimation des déterminants de la probabilité de commencer à exporter vers un pays nécessite de traiter du problème de causalité inverse et de la question des variables omises.

La causalité inverse concerne les caractéristiques des firmes ainsi que notre variable d'agglomération qui entrent comme variables explicatives dans notre estimation. Nos estimations s'intéressent à leur effet sur la probabilité de commencer à exporter et cherchent à éviter que ces variables soient elles-mêmes influencées en retour par la décision d'exporter.

Nous testons si les firmes plus productives et de taille plus grande ont davantage de chances de devenir exportatrices (Bernard et Jensen, 1999). Il est cependant possible que le fait d'exporter peut avoir un impact sur la productivité et la taille de l'exportateur. De même, si le comportement de la firme i dépend de celui de ses voisins, l'inverse est également vrai : l'entrée de la firme i sur les marchés internationaux peut augmenter la probabilité que ses voisines la suivent et donc le nombre d'exportateurs environnants ($exp - aggro_{zt}$). Il nous faut donc limiter ce problème de causalité inverse, ce que nous faisons en retardant toutes les variables explicatives d'un an, à l'instar de Bernard et Jensen (2004).

Afin de correctement estimer notre coefficient sur la variable d'agglomération, il est nécessaire de s'assurer du fait qu'aucune autre variable, absente de l'estimation, n'est à l'origine de la relation observée entre la probabilité de commencer à exporter et le nombre de voisins exportateurs. Il est possible que les firmes les plus productives s'auto-sélectionnent dans les régions les plus denses (Melitz et Ottaviano, 2008) ou que l'agglomération de firmes augmente leur productivité (Martin, Mayer et Mayneris, 2008). Nous contrôlons par la productivité des firmes pour mesurer l'effet des spillovers à l'export net de leur influence sur la productivité. Notre échantillon comptant uniquement des firmes qui ne changent pas de localisation (zone d'emploi) au cours de la période, l'introduction d'un effet fixe firme-produit-pays nous permet de contrôler par ailleurs pour les caractéristiques des régions (infrastructures de transport, services publics aux entreprises, aménités, etc...) pouvant expliquer à la fois l'agglomération des firmes dans ces zones et leur propension à exporter. Nous introduisons également la variable emp_{izt} qui prend en compte des effets de congestion potentiels, l'intensité de la demande locale (dans la zone d'emploi) ainsi que les externalités d'agglomération qui ne sont pas spécifiques à l'exportation (comme les externalités sur les marchés des intrants ou du travail). En effet, la variable emp_{izt} couvre l'ensemble des firmes voisines (exportatrices ou non) alors que la variable d'économies d'agglomération à l'exportation ($textexp - aggro_{zt}$) ne couvre que les firmes exportatrices.

Enfin, nous ne voulons pas que notre variable d'agglomération recouvre des chocs de demande du pays importateur, qui auraient pour conséquence d'augmenter le nombre de firmes exportatrices vers ce pays sur l'ensemble du territoire. Nous introduisons ainsi la valeur courante des importations totales (et non pas en provenance de la France) du pays de destination j (imp_t^{kj}) variant dans le temps et par produit.

Il nous faut reconnaître que nos estimations ne sont pas complètement à l'abri d'un problème d'endogénéité. Malgré le fait de retarder d'un an les variables explicatives et l'introduction de nombreux contrôles et d'effets fixes entreprise-produit-pays de destination, il est par exemple possible que des chocs affectant les avantages comparatifs expliquent à la fois la variable de spillovers et le fait que certaines entreprises se mettent à exporter un produit vers un pays donné. Il aurait été intéressant de pouvoir instrumenter le nombre d'exportateurs dans la zone mais il n'existe pas de variable évidente qui explique le nombre d'exportateurs d'une zone sans également affecter directement le comportement des voisins. Nous laissons cette question ouverte pour de futurs travaux.

3. Les données

Nous détaillons dans cette section la construction de la base de données sur les exportations individuelles, ainsi que les variables utilisées pour mesurer la difficulté d'accès aux pays de destination qui nous permettront de scinder notre échantillon et d'estimer l'équation 1 sur des sous-groupes de pays différents selon l'accessibilité de leur marché.

1. Sources

La base de données sur laquelle nous estimons la probabilité de commencer à exporter est construite à partir de deux sources principales. Les données d'exportation proviennent des Douanes françaises⁵, et contiennent les exportations par firme, produit (8 chiffres)⁶ et pays de destination sur la période 1998-2003. Pour obtenir des informations détaillées sur les firmes et leur localisation, nous utilisons une deuxième source de données, les enquêtes annuelles d'entreprises (EAE) fournies par le ministère de l'industrie pour les secteurs industriels. Les EAE concernent uniquement les firmes de plus de 20 employés et contiennent des informations comme le numéro Siren, la taille en nombre d'employés, l'adresse exacte, la valeur ajoutée, les ventes, les salaires. L'adresse des entreprises détaille plusieurs niveaux administratifs (la région, le département et la zone d'emploi). Dans cette étude nous choisissons de travailler au niveau de la zone d'emploi (341 en France continentale) car il s'agit de zones au périmètre relativement restreint⁷ définies selon des critères économiques plutôt qu'administratives.

L'appariement entre les données des Douanes et les données d'entreprises nous conduit à faire des choix sur la base de données finale. Premièrement, notre échantillon ne couvre que les entreprises de plus de 20 salariés puisque les EAE ne concernent pas les firmes de petite taille. Deuxièmement, nous construisons notre variable d'économies d'agglomération à l'export au niveau local : il s'agit du nombre d'exportateurs dans la même zone d'emploi que la firme (celle-ci exclue). Or, les données d'exportation identifient le numéro Siren de la firme exportatrice sans détailler l'établissement d'où partent les exportations. Ceci nous pose donc un problème pour les firmes multi-établissements, pour lesquelles nous ne pouvons calculer notre variable d'intérêt. Nous choisissons de ne conserver, parmi les firmes représentées dans les données des Douanes et dans les EAE, que les firmes mono-établissement. Nous faisons ce choix à la fois pour la variable expliquée et pour les variables explicatives d'économies d'agglomération à l'export. Notre exercice consiste donc à estimer l'impact de la présence d'autres firmes exportatrices mono-établissement sur la décision d'une firme mono-établissement de commencer à exporter un produit vers un pays donné l'année suivante.

2. Variables expliquée et explicatives

Notre variable expliquée est une variable muette, qui prend la valeur 1 si la firme commence à exporter un produit k vers un pays j à la date t , et 0 sinon. Nous ne gardons que les observations correspondant, pour une triade firme-produit-pays, à des zéros suivis d'une décision de commencer à exporter : les observations correspondant à des firmes qui continuent à exporter un produit vers un pays sont abandonnées, tout comme celles de firmes qui arrêtent d'exporter un produit vers un pays donné. Pour estimer un logit, nous avons besoin de confronter chaque firme à un ensemble de destinations et de produits possibles. Ceux-ci sont définis comme les couples produit-pays vers lesquels chaque firme exporte au moins une fois pendant la période 1998-2003.

⁵A l'intérieur de l'UE, les douanes collectent de l'information sur les produits exportés par firme au niveau produit (catégorie NC8) lorsque la valeur annuelle cumulée de ses exportations de l'année précédente dépasse 100000 euros, et ce depuis 2001. Cette valeur plancher était fixée à 99100 euros en 2000 et à 38100 euros avant 2000. A l'extérieur de l'UE, tous les flux au delà de 1000 euros sont répertoriés. Dans cette étude, pour les flux intra-européens nous restreignons notre base de données aux flux émanant de firmes déclarant plus de 100000 euros d'exportations cumulées annuelles, et ce afin que les estimations ne souffrent pas d'un biais dû à l'évolution des valeurs planchers.

⁶La nomenclature des produits (nc8) évolue dans le temps de manière mineure chaque année avec un changement important en 2002. Dans la mesure où il n'y a pas de manière consensuelle pour prendre en compte ces scissions et fusions de lignes de produits, nous avons décidé d'éliminer de notre base l'ensemble des codes nc8 concernés par un changement de nomenclature sur notre période d'étude. Ceci concerne 4,95% des lignes de la classification à 8 chiffres et 3,68% des observations de notre base de douanes.

⁷En supposant qu'elles sont circulaires, on peut calculer un rayon moyen de 23 kilomètres.

L'encadré 1 présente les indicateurs alternatifs d'accès au marché.

La variable représentant les économies d'agglomération à l'export est calculée à l'aide des EAE et définie comme le nombre de firmes autres que i implantées dans la zone d'emploi z , exportant le produit donné vers le pays donné. Cette variable est donc spécifique au produit (classification à 4 chiffres) exporté par la firme, ainsi qu'au pays vers lequel la firme a la possibilité d'exporter. Nous obtenons des résultats identiques si les économies d'agglomération sont mesurées par le nombre d'employés dans ces firmes. Nous utilisons pour le reste de cette étude une variable d'économies d'agglomération spécifique au produit et au pays de destination. En effet, Koenig et al. (2010) montrent que l'impact des économies d'agglomération à l'exportation est d'autant plus fort qu'elles sont définies au niveau produit-pays. La variable d'externalités à l'exportation produit-pays pour la firme i , localisée dans la zone d'emploi z , confrontée à la possibilité d'exporter un produit k vers un pays j à la date t , est :

$$\exp - \text{aggl}o_{zt}^{kj} = \# \text{ d'autres firmes exportatrices}_{zt}^{kj}. \quad (2)$$

La taille de la zone d'emploi emp_{itz} est mesurée par le nombre total d'employés dans la zone à la date t (firme i exclue), à partir du recensement de l'INSEE réalisé en 1999. La PTF $prod_{it}$ est construite à partir de l'estimation d'une fonction de production avec une approche GMM (Griliches et Mairesse, 1995). La distance $dist^j$ entre la France et chaque pays est obtenue par les données du CEPII.⁸ La variable de demande imp_i^{kj} a la dimension produit-pays-année. Il s'agit, pour chaque pays importateur, de ses importations totales par produit en dollars courants. Dans l'estimation, cette variable contrôle pour les chocs de demande spécifiques au pays et au produit. Pour calculer cette variable, nous utilisons la base de données BACI du CEPII, détaillée dans Gaulier et Zignago (2009).⁹

3. Statistiques descriptives

Les tableaux 1 et 6 et les cartes 1 à 8 qui suivent illustrent les caractéristiques marquantes de nos données.

1. Firmes exportatrices

Le tableau 1 présente les caractéristiques des firmes exportatrices de notre base de données. En moyenne, les firmes emploient 77 salariés. Ce chiffre est à analyser en rappelant que l'échantillon des exportateurs ne contient que les firmes de plus de 20 employés, et uniquement les firmes mono-établissement. Le tableau contient également le nombre moyen de produit exportés par firme (11), ainsi que le nombre moyen de pays vers lesquels une firme exporte (10,5). Ces chiffres relativement élevés reflètent la valeur plancher de 100000 euros d'exportation cumulés par firme pour les flux intra-Union européenne (voir note de bas de page 5). La partie basse du tableau contient les valeurs des variables d'économies d'agglomération à l'export. Logiquement, plus la définition de l'agglomération à l'exportation est spécifique (en termes de pays ou de produit), plus la valeur moyenne reportée est faible. Il y a par exemple en moyenne proche de 59 exportateurs dans la même zone d'emploi que la firme considérée, quels que soient les produits exportés et les pays de destination. Lorsque l'on prend en compte les firmes qui exportent le même produit vers le même pays, le nombre moyen de voisins exportateurs tombe à 0,47. Ce chiffre faible n'est pas surprenant étant

⁸<http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/distances.htm>

⁹<http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/baci.htm>

donné le degré de désagrégation élevé des produits et des zones géographiques considérés. Le tableau 2 détaille la distribution des exportateurs comptabilisés dans la variable d'économies d'agglomération à l'export. Pour presque 85% des observations, il n'y a aucune autre firme exportatrice du même produit vers la même destination dans la même zone d'emploi. Dans 9,4% des cas, il y a une autre firme (exportatrice du même produit vers la même destination). La probabilité d'avoir au moins un voisin exportateur augmente de 15.2% (pour les exportateurs du même bien vers le même pays) à 56,9% (même produit, tous pays), puis à 87.9% (tous produits, même pays) et à 99,9% (tous produits, tous pays).

2. Difficulté d'accès aux marchés

Commentons à présent les caractéristiques de nos variables relatives à la difficulté d'accès aux marchés à l'export. Les cartes (?) et (?) nous informent sur les valeurs des indices de risque économique et composite des pays importateurs. Chacune contient deux types d'information : l'indice de risque ICRG économique ou composite des pays (une couleur claire correspond à un indice ICRG élevé et donc un risque effectif faible), et la mesure de la demande pondérée (ronds de différente taille). Ces deux variables mesurent des aspects différents de la difficulté d'exporter vers un pays.

L'indice ICRG économique peut rendre compte des barrières au commerce engendrées par des difficultés macroéconomiques du pays de destination. Il semble naturellement plus faible (couleurs claires) pour les pays développés (Union européenne, Etats-Unis, Australie, Japon), pour qui la plupart des variables utilisées dans le calcul de l'indice donneront lieu à un nombre élevé de points et donc à une valeur élevée de l'indice de risque économique. A noter que la Chine, l'Argentine, le Chili ont un degré de risque économique faible, en raison sans doute à une croissance forte du PIB (pour la Chine) ou à la faiblesse des dépenses publiques pour l'Argentine et le Chili.

L'indice de risque composite présente des tendances similaires à celles de l'indice de risque économique, à quelques exceptions près. La Colombie notamment a un risque composite très élevé alors que son indice de risque économique est moyen. La Chine et l'Argentine sont des zones de risque moyen alors qu'elles sont notées peu risquées du point de vue économique. Ces pays sont sans surprise ceux pour qui les variables entrant dans la construction de l'indice de risque politique (corruption, conflits internes, implication du militaire dans le politique...) reçoivent une mauvaise note.

Enfin, sur les deux cartes, les ronds de tailles différentes correspondent à la demande pondérée du pays importateur, c'est-à-dire la capacité de demande d'importation du pays de produits français, tous produits confondus. Cette demande pondérée est la plus grande dans le cas des pays européens et proches, comme la Belgique et l'Allemagne. D'ailleurs ces deux derniers pays représentent une part élevée dans les exportations totales de la France : en 1998, l'Allemagne compte pour 16,3% des exportations françaises, contre 7,9% pour la Belgique. Les pays ayant la demande pondérée la plus élevée sont donc les pays proches ou ayant des liens étroits avec la France comme le Maghreb et les pays de l'Union européenne (bénéficiant d'un ϕ_j élevé), ainsi que certains autres pays de grande taille comme les Etats-Unis et la Chine (bénéficiant d'une demande brute élevée). Les pays ayant une demande pondérée faible sont dans l'ensemble des pays lointains ou des pays moins développés dont la demande brute est faible.

Les cartes (?) et (?) présentent les deux indicateurs relatifs aux entraves au commerce de biens que sont *import time* et *import doc*. Les pays européens et d'Amérique du Nord ressortent pour le faible nombre de documents à remplir lors de l'importation et le faible temps associé aux procédures après l'arrivée du container au port. Il faut dans ces pays moins d'une dizaine de jours pour faire les déclarations de douane. A l'inverse, les pays d'Asie centrale et

d'Afrique subsaharienne ainsi que la Colombie imposent des procédures qui impliquent la signature de plus d'une dizaine de documents requérant plus d'une quarantaine de jours.

Une autre manière de s'intéresser aux variables de difficulté d'accès au marché d'exportation est de synthétiser la difficulté moyenne d'accès des pays vers lesquels les différentes zones d'emploi françaises exportent. Nous calculons la moyenne de différents indicateurs sur tous les flux d'exportation individuels des firmes localisées dans la zone d'emploi, pour l'année 1998. Nous représentons ces variables (par les différentes couleurs de fonds) sur les cartes (?) à (?) de même que le nombre de firmes exportatrices (représenté par la taille des cercles noirs) par zone d'emploi. Ces représentations fournissent un premier aperçu des corrélations entre les variables de difficulté d'accès aux marchés et le nombre de firmes exportatrices. Une couleur claire dans la carte ? indique qu'en moyenne, la zone d'emploi considérée exporte vers des pays ayant un niveau de risque économique faible. Une couleur foncée signale donc que la zone d'emploi exporte en moyenne vers des pays dont le risque économique est élevé. Cinq groupes de zones d'emplois se détachent dans cette dernière catégorie : la région parisienne, Lyon, Brest, la région de Lille, et la zone d'emploi Drôme-Ardèche-Centre. Quelques grandes villes françaises ainsi que les ports exportent également vers des pays relativement risqués : Marseille, Bordeaux, Nantes... A noter qu'une couronne autour de l'Ile de France fait partie des régions exportant vers les pays risqués, à l'inverse des zones d'emploi situées au centre-sud de la France (correspondant aux régions les moins denses). La carte ? permet de comparer l'indice de risque économique au nombre de firmes exportatrices par zone d'emploi. Il apparaît que les deux variables sont corrélées : les zones les plus denses en firmes exportatrices sont également les zones qui exportent vers les pays les plus risqués économiquement. La carte ? fournit un constat cohérent d'une corrélation positive entre le nombre de firmes exportatrices et la faiblesse de la demande (indiquée par un ton foncé). On observe en effet que les zones les plus denses en firmes exportatrices sont également les zones qui exportent vers les pays où la demande pondérée est plus faible.

Les deux dernières cartes (7) et (8) illustrent les variables de la base de données "Doing Business" de la Banque Mondiale. La carte ? met en parallèle le nombre moyen de documents nécessaires à l'importation des pays partenaires et le nombre de firmes exportatrices présentes dans chaque zone d'emploi. Les tons foncés mesurent la difficulté d'accès moyenne des pays vers lesquels la zone d'emploi exporte. Il apparaît que les zones d'emploi exportant vers les pays les plus difficiles sont celles correspondant à la capitale, et aux grandes villes françaises. Ces zones d'emploi sont également celles qui contiennent le plus grand nombre de firmes exportatrices.

La carte ? représente le nombre de jours moyen, par zone d'emploi, nécessaires pour que les biens soient acheminés jusqu'aux pays importateurs. A chaque flux sortant correspond une valeur de la variable *import time*, mesurant la durée de la procédure d'importation du pays, tous biens confondus. Nous pouvons donc voir que certaines zones d'emploi exportent leurs biens vers des pays plus difficiles d'accès que d'autres, en termes de temps nécessaire aux différentes formalités. Il s'agit de l'Ile-de-France, des grandes villes Lyon et Marseille, des ports, Rouen, Nantes, et de Grenoble, Lille et Strasbourg et Toulouse qui sont aussi des zones denses en termes d'exportateurs.

En résumé cette analyse graphique semble indiquer une corrélation positive entre le nombre d'exportateurs dans une zone et la capacité à exporter vers des destinations difficiles d'accès.

4. Résultats

Nous revenons dans un premier temps sur les résultats concernant la spécificité produit et/ou pays des économies d'agglomération à l'export (Koenig et al., 2010). Ensuite nous présentons

les tableaux relatifs à l'hétérogénéité de l'effet en fonction de caractéristiques des firmes, puis de celles des pays de destination.

1. Des effets spécifiques au pays de destination

Nous analysons la nature des spillovers à l'export dans le tableau 3¹⁰. Chaque colonne utilise une version différente de notre variable d'intérêt. Dans toutes les colonnes, des effets fixes firme-produit-pays sont utilisés. Toutes les variables de droite sont retardées d'un an. La variable de distance est absente du tableau en raison de l'utilisation des effets fixes firme-produit-pays, la distance entre la France et chaque pays de destination étant invariante dans le temps.

Constatons tout d'abord que les variables gravitaires standard (taille de la firme, demande du pays importateur) ont le signe attendu et sont toutes significatives. La taille de la zone d'emploi a un effet négatif mais non significatif sur la décision de commencer à exporter. Concentrons-nous tout d'abord sur la colonne 4. Le coefficient sur la variable d'économies d'agglomération à l'export est positif et significatif, égal à 0,51, ce qui veut dire que lorsque le nombre d'exportateurs locaux augmente, les externalités positives dominent l'effet négatif de la concurrence sur la décision de commencer à exporter. Un voisin exportateur additionnel augmente la probabilité de commencer à exporter de 1,07 point de pourcentage.¹¹

Le tableau 3 montre ainsi que l'effet le plus important est à attribuer aux économies d'agglomération spécifiques au produit et au pays de destination. En effet, la variable générale n'est pas significative (colonne 1). Si les trois autres mesures d'économies d'agglomération entrent avec un coefficient positif et significatif, une hiérarchie nette se désigne, croissant de 0,008 pour la variable d'économies d'agglomération spécifiques au pays (mais tous produits) à 0,051 pour celle d'économies d'agglomération spécifiques au produit et au pays de destination. C'est cette dernière variable que nous utilisons dans les tableaux suivants.

2. Productivité et taille des exportateurs

Dans le tableau 4, nous tentons de voir si le coefficient sur les économies d'agglomération à l'export diffère selon les caractéristiques observées des firmes exportatrices. La colonne 1 reproduit le résultat de l'estimation de base, avec la variable d'agglomération spécifique au produit et au pays. Nous scindons ensuite l'échantillon en deux, selon deux schémas différents. Nous séparons tout d'abord les firmes selon leur productivité ($prod_{it}$, cf. section 2.1) relativement à la moyenne dans l'échantillon (colonnes 2 et 3). Cette moyenne est ici calculée sur toutes les années. Les deux estimations séparées montrent un coefficient non statistiquement différent pour la variable d'agglomération. L'entourage en termes d'exportateurs a un impact semblable quelle que soit l'efficacité des firmes et donc par extension leur besoin d'information leur facilitant l'entrée sur les marchés d'exportation. L'absence de différence significative entre les deux groupes de firmes se retrouve dans les autres décompositions autour des caractéristiques propres aux firmes. En témoignent les colonnes 4 et 5, dans lesquelles les firmes sont classées en fonction de leur taille (nombre d'employés). Le coefficient sur la variable d'agglomération est en effet identique pour les

¹⁰Nos écarts-type sont corrigés pour la structure en cluster au niveau de la zone d'emploi (Moulton, 1990).

¹¹Ce chiffre provient de la différentielle de la probabilité. La variation de la probabilité qu'une firme i n'exportant pas en t-1 choisisse une alternative x (commencer à exporter) étant donné la variation d'une variable explicative $Z_{i,x}$ est, toutes choses étant égales par ailleurs, $\beta_z P_{i,x} (1 - P_{i,x})$, avec $P_{i,x}$ la probabilité moyenne que la firme i choisisse l'alternative x (commence à exporter). Nos résultats, basés sur une probabilité moyenne de commencer à exporter de 30%, suggèrent que la dérivée de la probabilité de commencer à exporter par rapport au nombre de voisins est $1,07\% = 0,051 \times (0,30) \times (1 - 0,30)$. Voir Train (2003).

deux groupes de firmes. Ensuite, dans des résultats non montrés ici, la même estimation réalisée sur deux groupes de firmes séparés en fonction de la médiane de la productivité ne donne pas de résultats différents pour les deux groupes. Nous ne pouvons donc conclure sur l'existence d'une hétérogénéité significative des économies d'agglomération à l'export en fonction des caractéristiques des entreprises exportatrices. Il reste par contre à déterminer si une telle hétérogénéité existe selon les caractéristiques des pays de destination.

3. Risque politique et économique des pays

L'exercice des tableaux suivants consiste à séparer les observations en deux groupes selon les pays vers lesquels les firmes françaises exportent. Le tableau 5 contient les résultats des estimations réalisées en utilisant les indices de risque dans le pays de destination. Comme précédemment, la première colonne contient l'estimation de base rassemblant tout l'échantillon. Les colonnes suivantes contiennent ensuite les résultats de cette même estimation en séparant les firmes en fonction du degré de risque dans le pays de destination. Nous utilisons successivement l'indice de risque composite (colonnes 2 et 3) et l'indice de risque économique (colonnes 4 et 5). Les résultats montrent un coefficient devant la variable d'agglomération à l'exportation significatif dans les quatre estimations, et significativement plus important pour les firmes exportant vers des pays à risque plus élevé (composite ou uniquement économique). L'effet hétérogène des économies d'agglomération à l'export se retrouve dans les effets marginaux, calculés dans le tableau 8 : un voisin exportateur additionnel (même produit, même pays de destination) augmente la probabilité d'une firme de commencer à exporter de 2,27 points de pourcentage lorsqu'il s'agit d'un pays dont l'indice de risque est en dessous de la moyenne, et de 0,59 point lorsque le risque est au dessus de la moyenne (ICRG composite). Ces chiffres sont respectivement 2,00 et 0,59 lorsqu'il s'agit de l'indice de risque économique. Ces résultats tendent à souligner que plus le coût d'entrée sur le marché d'un pays à l'exportation est élevé, plus il existe des économies d'agglomération à l'export. La présence d'autres exportateurs dans la même localité a donc d'autant plus d'effet sur la probabilité d'exporter, que le pays est risqué.

4. Accès à la demande

Dans cette section, les pays sont distingués en fonction de la facilité avec laquelle une firme peut avoir accès à leur marché, la notion de facilité d'accès intégrant comme expliqué dans la section 3.2.2 à la fois la demande brute, les entraves au commerce et la concurrence.

La colonne 1 du tableau 6 contient les résultats de l'estimation de base, tous pays confondus, avec la variable d'agglomération spécifique au produit et au pays de destination. Dans la colonne 2, l'estimation a été faite uniquement sur les pays possédant une demande pondérée inférieure à la moyenne, et dans la colonne 3 uniquement des pays ayant une demande pondérée supérieure à la moyenne. Le coefficient sur la variable d'agglomération ne diffère pas significativement entre les deux colonnes, avec un effet des économies d'agglomération positif et légèrement plus élevé pour les pays faciles d'accès, c'est-à-dire ayant une demande forte et/ou des barrières au commerce faibles avec la France. Toutefois, ce résultat se modifie lorsque les économies d'agglomération à l'export sont calculées non pas au niveau produit-pays, mais uniquement au niveau du pays (tous produits confondus). Les colonnes 5 et 6 montrent en effet un coefficient d'agglomération positif et significatif pour les firmes exportant vers les pays plus difficiles d'accès et pas d'effet de l'agglomération pour les firmes exportant vers les pays plus faciles d'accès. Nous obtenons des résultats identiques si l'on utilise des seuils différents pour scinder nos échantillons (médiane notamment). Nous interprétons cette différence de résultat comme l'effet de la concurrence : les autres exportateurs situés dans la même zone d'emploi représentent, entre autres, davantage de

concurrence. Mais cet effet concurrence est probablement moins fort dans le cas de firmes n'exportant pas le même produit que la firme considérée. Ainsi, dans la colonne 2, pour les pays présentant une demande relativement faible, l'effet négatif des exportateurs environnants tend à compenser, en valeur absolue, l'effet positif qu'ils pourraient avoir en termes d'économies d'agglomération, ce qui donne un effet global seulement significatif au seuil de 5%. A l'inverse, dans la colonne 5, davantage d'exportateurs dans la même localité ont un effet bénéfique sur la probabilité d'exporter vers un pays à faible demande, car leur présence (tous produits confondus) engendre davantage d'effets positifs que d'effets de concurrence. Ces résultats laissent ainsi apparaître un effet hétérogène des économies d'agglomération à l'export, en fonction de la taille de la demande du pays de destination, différents selon la nature du spillover (même produit-même pays versus tous produits-même pays). On observe un impact du spillover d'autant plus important que le pays est difficile seulement pour le spillover tous produits-même pays. Dans le cas du spillover même produit-même pays, l'information est plus spécifique mais l'effet de concurrence plus fort. Ainsi pour des pays facilement accessibles, à large demande, l'externalité positive l'emporte sur l'effet concurrence. A l'inverse lorsque la demande est faible, l'effet de concurrence domine. Dans le cas du spillover tous produits-même pays, l'externalité potentielle est certes moins forte car l'information apportée est moins ciblée mais l'effet concurrence est lui aussi amoindri. Dans ce cas, il apparaît l'effet net est positif et significatif uniquement dans les pays difficiles d'accès conformément à notre intuition initiale.

5. Coût et temps d'exportation

Dans un dernier temps, nous étudions l'hétérogénéité de l'impact des économies d'agglomération selon les entraves au commerce mises en oeuvre à l'importation par le pays partenaire. Le tableau 7 contient les résultats relatifs au coût d'exportation vers les différents pays mesuré par les deux mesures de "Doing business" présentées dans la section 3.2.2 (*impor time* et *import doc*). Nous scindons les observations en deux groupes, selon le coût à l'exportation des pays de destination. Nous utilisons successivement le nombre de documents nécessaires (colonnes 2 et 3) et le temps induit par les procédures à l'importation dans le pays étranger (colonnes 4 et 5). L'effet des économies d'agglomération à l'export apparaît plus important pour les firmes exportant vers un pays pour lequel le coût d'exporter est élevé, en termes de documents comme de temps.

Tous les résultats concernant l'hétérogénéité de l'impact en fonction de l'accessibilité du pays de destination restent vérifiés si l'on utilise des seuils différents pour scinder nos échantillons (médiane notamment). Ils sont également confirmés si les économies d'agglomération sont mesurées par le nombre d'employés au sein des entreprises exportatrices voisines au lieu du nombre d'entreprises.

5. Conclusion

Notre travail s'inscrit dans la littérature empirique du commerce international qui souligne l'impact positif de la présence d'autres exportateurs locaux sur la probabilité qu'une firme commence à exporter vers un pays donné. Nous explorons ce résultat en étudiant la nature de ces effets en fonction de caractéristiques hétérogènes des firmes exportatrices et de variables mesurant la difficulté d'accès des pays importateurs : temps et nombre de documents nécessaires à l'importation dans le pays, demande pondérée et mesure du risque économique et global dans le pays. En utilisant les données d'exportation par firme, produit, pays et année, sur la période 1998-2003, nous montrons que l'impact des externalités à l'export ne diffère pas significativement selon les performances des entreprises. En revanche, il est d'autant plus fort que le pays de destination est difficile d'accès. Nos résultats montrent qu'une

augmentation du nombre de voisins exportateurs a davantage d'impact sur la probabilité qu'une firme commence à exporter lorsqu'il s'agit d'un pays risqué, caractérisé par une demande pondérée faible et imposant de nombreuses et coûteuses procédures à l'importation. Ces résultats suggèrent que les démarches collectives et le partage d'expérience encouragés par les pouvoirs publics ces dernières années sont d'autant plus importants que les entreprises souhaitent se lancer à la conquête de marchés difficiles.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Nombre d'employés de la firme exportatrice	77,1	170,9	2,5	6166
Emploi total dans la zone d'emploi	181556,8	283560,8	4630,75	1689989
Valeur ajoutée de la firme	3751,1	12196,5	219,1	575363
Importations du pays, par produit	351897,5	1474511	0,6	4,62 × 10 ⁷
Distance	3107,2	3451,3	262,4	19263,9
# de produits exportés par firme	11	13,8	1	277
# de pays de destination par firme	10,5	12,9	1	116
# autres firmes dans la zone, tous produits - tous pays	58,8	72,9	0	350
# autres firmes dans la zone, tous produits - même pays	18	30,1	0	223,3
# autres firmes dans la zone, même produit - tous pays	3	6,6	0	62
# autres firmes dans la zone, même produit - même pays	0,47	1,7	0	35,5
Nombre de firmes			8071	

Tableau 2 : Distribution statistique de la variable d'économies d'agglomération à l'export

	# autres firmes dans la zone			
	même produit	tous produits	même produit	tous produits
	- même pays	- même pays	- tous pays	- tous pays
0	84,8%	12,1%	43,1%	0,1%
1	9,4%	10,1%	18,7%	0,2%
2	2,7%	8,2%	9,9%	0,3%
3-5	2,2%	17,3%	13,3%	2,1%
6-10	0,7%	16,9%	7,9%	6,8%
≥ 10	0,2%	35,4%	7,1%	90,5%
Nombre d'observations	645268			

Tableau 3 : Variable expliquée: Décision de commencer à exporter firme/produit/pays

Modèle :	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln (emploi de la firme)	0,570 ^a (0,074)	0,570 ^a (0,075)	0,568 ^a (0,075)	0,570 ^a (0,075)
Ln (TFP de la firme)	0,118 ^a (0,035)	0,119 ^a (0,035)	0,119 ^a (0,035)	0,118 ^a (0,035)
Ln (emploi total dans la zone d'emploi)	0,869 (0,582)	0,842 (0,586)	0,874 (0,586)	0,884 (0,585)
Ln (importations du pays, par produit)	0,176 ^a (0,013)	0,172 ^a (0,013)	0,175 ^a (0,013)	0,174 ^a (0,013)
# firmes dans la ZE - tous produits-toutes destinations	0,001 (0,001)			
# firmes dans la ZE - tous produits- même destination		0,008 ^a (0,003)		
# firmes dans la ZE - même produit-toutes destinations			0,012 ^b (0,005)	
# firmes dans la ZE - même produit-destination				0,051 ^a (0,009)
Effet-fixe année	oui	oui	oui	oui
Effet-fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui
Observations	645268	645268	645268	645268
R ²	0,09	0,09	0,09	0,09

Toutes les régressions sont estimées par un logit conditionnel. Les écarts-types sont entre parenthèses. ^a, ^b and ^c indiquent une significativité à 1%, 5% and 10%. Toutes les variables explicatives sont lagguées d'un an. Les écarts-types sont corrigés par la structure en cluster au niveau zone d'emploi.

Tableau 4 : Spillovers à l'export et productivité/taille des entreprises : Variable expliquée: Décision de commencer à exporter firme/produit/pays

	(1) Tous	PTF		Emploi	
		(2) ≤ Moyenne	(3) > Moyenne	(4) ≤ Moyenne	(5) > Moyenne
Ln (emploi de la firme)	0,570 ^a (0,075)	0,550 ^a (0,115)	0,623 ^a (0,147)	0,473 ^a (0,089)	0,943 ^a (0,167)
Ln (PTF de la firme)	0,118 ^a (0,035)	0,149 ^b (0,059)	0,177 ^b (0,074)	0,162 ^a (0,044)	0,036 (0,054)
Ln (emploi total dans la zone d'emploi)	0,884 (0,585)	1,462 (1,024)	0,638 (1,019)	1,713 (1,068)	-0,067 (1,181)
Ln (importations du pays, par produit)	0,174 ^a (0,013)	0,176 ^a (0,019)	0,168 ^a (0,020)	0,173 ^a (0,018)	0,175 ^a (0,017)
# firmes dans la zone d'emploi - même produit-destination	0,051 ^a (0,009)	0,047 ^a (0,013)	0,060 ^a (0,016)	0,051 ^a (0,010)	0,048 ^a (0,016)
Observations	645268	293866	259999	345415	269893
R ²	9,17	9,86	10,64	10,12	8,78
Effet fixe année	oui	oui	oui	oui	oui
Effet fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui	oui

Toutes les régressions sont estimées par un logit conditionnel. Les écarts-types sont entre parenthèses. ^a, ^b and ^c indiquent une significativité à 1%, 5% and 10%. Toutes les variables explicatives sont retardées d'un an. Les écarts-types sont corrigés par la structure en cluster au niveau zone d'emploi.

Tableau 5 : Spillovers à l'export et risque pays : Logit sur la décision de commencer à exporter firme/produit/pays

	(1)	ICRG composite		ICRG économique	
		(2)	(3)	(4)	(5)
		≤ Moyenne pays risqué	> Moyenne pays peu risqué	≤ Moyenne pays risqué	> Moyenne pays peu risqué
	Tous				
Ln (emploi de la firme)	0,572 ^a (0,076)	0,594 ^a (0,085)	0,552 ^a (0,096)	0,537 ^a (0,081)	0,555 ^a (0,096)
Ln (TFP de la firme)	0,123 ^a (0,035)	0,028 (0,042)	0,202 ^a (0,045)	0,034 (0,039)	0,200 ^a (0,047)
Ln (emploi total dans la zone d'emploi)	0,793 (0,600)	1,138 (0,714)	0,763 (0,844)	1,149 (0,715)	0,719 (0,894)
Ln (importations du pays, par produit)	0,197 ^a (0,013)	0,253 ^a (0,017)	0,090 ^a (0,027)	0,198 ^a (0,016)	0,183 ^a (0,026)
# firmes dans la zone d'emploi - même produit-destination	0,048 ^a (0,010)	0,108 ^a (0,026)	0,028 ^a (0,008)	0,095 ^a (0,029)	0,028 ^a (0,008)
Observations	616945	244067	333304	245710	321489
R^2	9,30	10,35	9,12	10,37	9,78
Effet-fixe année	oui	oui	oui	oui	oui
Effet-fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui	oui

Note : Toutes les régressions sont estimées par un logit conditionnel, Les écarts-types sont entre parenthèses. ^a, ^b and ^c indiquent une significativité à 1%, 5% and 10%. Toutes les variables explicatives sont retardées d'un an. Les écarts-types sont corrigés par la structure en cluster au niveau zone d'emploi.

Tableau 6 : Spillovers à l'export et facilité d'accès au marché : Variable expliquée: Décision de commencer à exporter firme/produit/pays

	Facilité d'accès au marché					
	(1) Tous	(2) ≤ Moyenne	(3) > Moyenne	(4) Tous	(5) ≤ Moyenne	(6) > Moyenne
Ln Emploi $_{it}$	0,570 ^a (0,075)	0,602 ^a (0,084)	0,522 ^a (0,093)	0,570 ^a (0,075)	0,603 ^a (0,085)	0,522 ^a (0,093)
Ln TFP $_{it}$	0,118 ^a (0,035)	0,114 ^a (0,038)	0,131 ^a (0,044)	0,119 ^a (0,035)	0,115 ^a (0,038)	0,131 ^a (0,044)
Ln Emploi Total ZE $_t$	0,881 (0,585)	0,632 (0,726)	1,080 (0,774)	0,840 (0,586)	0,575 (0,719)	1,061 (0,779)
Ln Importations $_{jkt}$	0,175 ^a (0,013)	0,148 ^a (0,014)	0,273 ^a (0,037)	0,173 ^a (0,013)	0,145 ^a (0,014)	0,272 ^a (0,036)
# firmes dans la ZE - même produit-destination	0,051 ^a (0,009)	0,044 ^b (0,020)	0,048 ^a (0,010)			
# firmes dans la ZE - tous produits-même destination				0,008 ^a (0,003)	0,015 ^a (0,003)	0,004 (0,004)
Observations	645156	319344	301006	645156	319344	301006
R^2	9,17	8,84	9,99	9,17	8,86	9,98
Effet fixe année	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Effet fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui	oui	oui

Note : Toutes les régressions sont estimées par un logit conditionnel. Les écarts-types sont entre parenthèses. ^a, ^b and ^c indiquent une significativité à 1%, 5% and 10%. Toutes les variables explicatives sont retardées d'un an. Les écarts-types sont corrigés par la structure en cluster au niveau zone d'emploi.

Tableau 7 : Spillovers à l'export et coût à l'export: Variable expliquée: Décision de commencer à exporter firme/produit/pays

	Coût à l'export en termes de doc			Coût à l'export en termes de temps	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Tous	≤ Moyenne	> Moyenne	≤ Moyenne	> Moyenne
Ln Emploi $_{it}$	0,566 ^a (0,075)	0,553 ^a (0,093)	0,578 ^a (0,080)	0,555 ^a (0,098)	0,580 ^a (0,077)
Ln PTF $_{it}$	0,118 ^a (0,036)	0,185 ^a (0,044)	0,052 (0,040)	0,186 ^a (0,046)	0,040 (0,038)
Ln Emploi Total ZE $_t$	0,740 (0,595)	0,662 (0,697)	0,817 (0,786)	0,425 (0,737)	1,112 ^c (0,659)
Ln Importations $_{jkt}$	0,188 ^a (0,014)	0,154 ^a (0,026)	0,194 ^a (0,016)	0,142 ^a (0,027)	0,200 ^a (0,017)
# firmes dans la ZE - même produit-destination	0,049 ^a (0,010)	0,033 ^a (0,008)	0,093 ^a (0,019)	0,030 ^a (0,008)	0,100 ^a (0,021)
Observations	620471	321897	298574	342382	278089
R^2	9,25	9,09	9,45	8,99	9,62
Effet fixe année	oui	oui	oui	oui	oui
Effet fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui	oui

Note: Toutes les régressions sont estimées par un logit conditionnel. Les écarts-types sont entre parenthèses. ^a, ^b and ^c indiquent une significativité à 1%, 5% and 10%. Toutes les variables explicatives sont laggées d'un an. Les écarts-types sont corrigés par la structure en cluster au niveau zone d'emploi.

Tableau 8 : Impact des spillovers produit-pays (en point de %)

	Tous	\leq Moyenne	$>$ Moyenne
TFP	1,07	0,99	1,26
Emploi	1,07	1,07	1,01
ICRG composite	1,01	2,27	0,59
ICRG économique	1,01	2,00	0,59
Demande pondérée	1,07	0,92	1,28
Coût à l'export en termes de doc,	1,03	0,69	1,95
Coût à l'export en termes de temps	1,03	0,69	2,10

Note : Le tableau se lit comme suit: la probabilité qu'une firme exporte un produit donné vers un pays ayant un ICRG composite inférieur ou égal à la moyenne augmente de 2,27 point de pourcentage si une autre firme de la ZE exporte le même produit vers le même pays. En revanche, la probabilité qu'une firme exporte un produit donné vers un pays ayant un ICRG composite supérieur à la moyenne augmente de 0,59 point de pourcentage seulement si une autre firme de la ZE exporte le même produit vers le même pays.

ENCADRE 1 : les indicateurs d'accès au marché

Nous utilisons trois variables différentes pour mesurer la difficulté d'accès aux marchés à l'export. Notre intuition théorique est qu'une firme aura des difficultés pour exporter son produit vers un pays j si, toutes choses étant égales par ailleurs, le coût fixe d'entrée sur le marché du pays j est élevé, ou si la demande provenant du pays j est faible.

La première variable est l'indice ICRG (International Country Risk Guide)¹², calculé par un institut indépendant américain, le groupe PRS, depuis 1980. Il s'agit d'un indice composé de trois sous-indices, mesurant respectivement le risque économique, politique et financier d'un pays. Dans nos estimations, nous utilisons l'ICRG économique et l'ICRG composite. Le risque économique est calculé à partir de variables économiques donnant au pays un certain nombre de points sur une échelle allant de zéro à un maximum fixe par variable. Ce maximum diffère pour chaque variable, de sorte que l'ICRG économique n'est pas une moyenne simple des différentes variables mais une moyenne pondérée où le poids des variables correspond à leur valeur maximum. Les variables utilisées sont les suivantes. Premièrement, le PIB par tête du pays en dollars US, exprimé en pourcentage de la moyenne du PIB par tête de l'ensemble des pays considérés. Ce pourcentage donne entre 0 et 5 points, comptabilisés dans le calcul de l'indice ICRG économique. Ensuite, le taux de croissance du PIB à prix constants, en pourcentage de hausse ou de baisse. Entre 0 et 10 points sont accordés, correspondant à des valeurs du taux de croissance du PIB allant de -6% à +6%. Le taux d'inflation annuel, en pourcentage de hausse ou de baisse, donne droit à un nombre de points entre 0 et 10. Viennent ensuite les dépenses publiques en pourcentage du PIB (entre 0 et 10 points), et le compte courant en pourcentage du PIB (entre 0 et 15 points).

L'ICRG composite rassemble les trois sous-indices de risque. Il est construit comme un total de 100 points (50 points pour l'ICRG économique et l'ICRG financier¹³, 100 points pour l'ICRG politique). Le risque politique a donc davantage de poids que les deux autres indices dans le calcul du risque composite, ce qui peut expliquer les différences pour un même pays entre les deux indices que nous utilisons (voir les statistiques descriptives présentées dans la section 3.3).¹⁴ Les pays sont ensuite classés, sur une échelle allant d'un risque global très faible (80 à 100 points) à un risque très élevé (0 à 49.9 points). Les variables ICRG varient par pays et par année.

La deuxième variable de difficulté d'accès aux marchés est une mesure de la demande, pondérée par les barrières au commerce et par le degré de concurrence. Cette mesure est directement issue des modèles théoriques de commerce international et se retrouve également dans les équations de gravité (Anderson et van Wincoop, 2003). Dans une équation de gravité, les exportations d'une firme i vers un pays j dépendent de la capacité d'offre de la firme (sa taille, sa productivité), des frictions au commerce entre la firme et le pays, de la capacité de demande brute du pays (sa consommation dans le secteur), et de l'indice des prix dans le pays importateur, mesurant le degré de concurrence sur le marché. Ici nous définissons la demande pondérée du pays comme la demande brute pondérée par les barrières au commerce et la concurrence dans le pays considéré. A demande brute donnée, les frictions au commerce et la concurrence tendent à réduire le flux de commerce entre la firme et le pays. Notre mesure de la demande pondérée s'écrit dans le cadre de préférences des consommateurs à élasticité de

¹²<http://www.prsgroup.com/ICRG.aspx>

¹³L'indice de risque financier dépend des variables suivantes : dette extérieure, service de la dette extérieure, stabilité du taux de change (ces variables comptent chacune pour 10 points); balance du compte courant (15 points); réserves de change (5 points pour chacune de ces variables)

¹⁴L'indice de risque politique dépend des variables suivantes : stabilité du gouvernement, conditions socioéconomiques, environnement pour l'investissement, conflits internes, conflits externes (ces variables comptent chacune pour 12 points); corruption, implication du militaire dans le politique, tensions religieuses, système légal, tensions ethniques, gouvernance (6 points pour chacune de ces variables), bureaucratisation des institutions (4 points).

substitution constante : $Dem_j = \phi_j Y_j P_j^{\sigma-1}$, où ϕ_j est la liberté des échanges entre la France et le pays j (appelée “freeness of trade” dans Baldwin et al. (2003)), Y_j est la demande brute du pays et $P_j^{\sigma-1}$ mesure le degré de concurrence. Pour mesurer les différentes composantes de Dem_j (à savoir ϕ_j et $Y_j P_j^{\sigma-1}$), nous utilisons la méthode de Redding et Venables (2004) employée pour calculer les potentiels marchands de l’ensemble des pays du monde, en nous restreignant à la France comme pays exportateur. Pour cela, nous estimons des équations de gravité au niveau produit sur des flux bilatéraux mondiaux par année entre 1998 et 2003.¹⁵ De ces estimations nous retenons les coefficients sur la distance (δ), sur les muettes contiguïté (γ), langue (β) et colonie (ν), ainsi que l’effet fixe FM_j des pays importateurs j qui correspond à $Y_j P_j^{\sigma-1}$.¹⁶ Nous pouvons ainsi reconstruire la demande pondérée de chaque pays importateur de la manière suivante : $Dem_j = \phi_j FM_j$, dans lequel $\phi_j = distance_j^\delta \cdot Contig_j^\gamma \cdot Col_j^\nu \cdot Lang_j^\beta$ avec *distance*, la distance entre la France et le pays j , *Contig*, une muette indiquant si le pays j est frontalier de la France, *Col*, une muette indiquant si le pays j est une ancienne colonie française et *Lang*, une muette indiquant si le pays j est francophone.

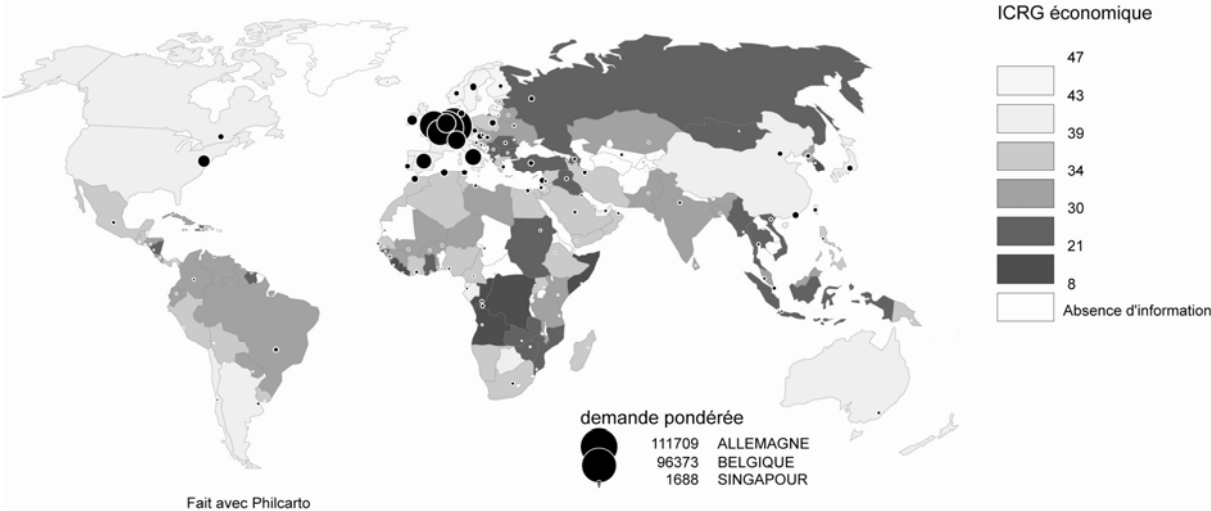
La troisième et dernière variable de difficulté d’accès au pays de destination provient de la base de données intitulée “Doing Business” réalisée par une agence de la Banque Mondiale.¹⁷ Cette base de données contient plusieurs indicateurs attestant du niveau des régulations en vigueur et de leur mise en œuvre dans un ensemble de pays, tout au long du cycle de vie d’une entreprise. Il s’agit de régulations relatives entre autres à l’entrée sur le marché, à l’emploi de travailleurs, à l’investissement, aux impôts, et au commerce international. Nous utilisons ici deux des indicateurs relatifs au commerce de biens, le temps (*import time*) et le nombre de documents nécessaires (*import doc*) à l’importation dans un pays. Ces deux indicateurs sont calculés en référence à l’importation d’un cargo standardisé de biens dans un pays par voie maritime. La variable de temps mesure le nombre de jours incompressible nécessité par l’ensemble des procédures à remplir lors de l’importation, à partir de l’arrivée du cargo dans le port jusqu’au dépôt des marchandises dans le hangar de l’entreprise. La variable de documents suppose que le contrat entre les deux parties est signé, et comptabilise le nombre de documents à remplir à partir de cette étape. Sont inclus les déclarations en douane, les documents à remplir dans le port d’arrivée, les licences d’importation. Nous ne disposons pas de ces variables sur la période 1998-2003 mais pour les années 2004-2008 seulement. Nous avons donc calculé leur moyenne sur cette dernière période pour chaque pays. C’est cet indicateur moyen que nous utilisons dans nos régressions et dans les faits stylisés présentés dans la section suivante.

¹⁵Les flux proviennent de la base BACI développée par le CEPII (<http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/baci.htm>)

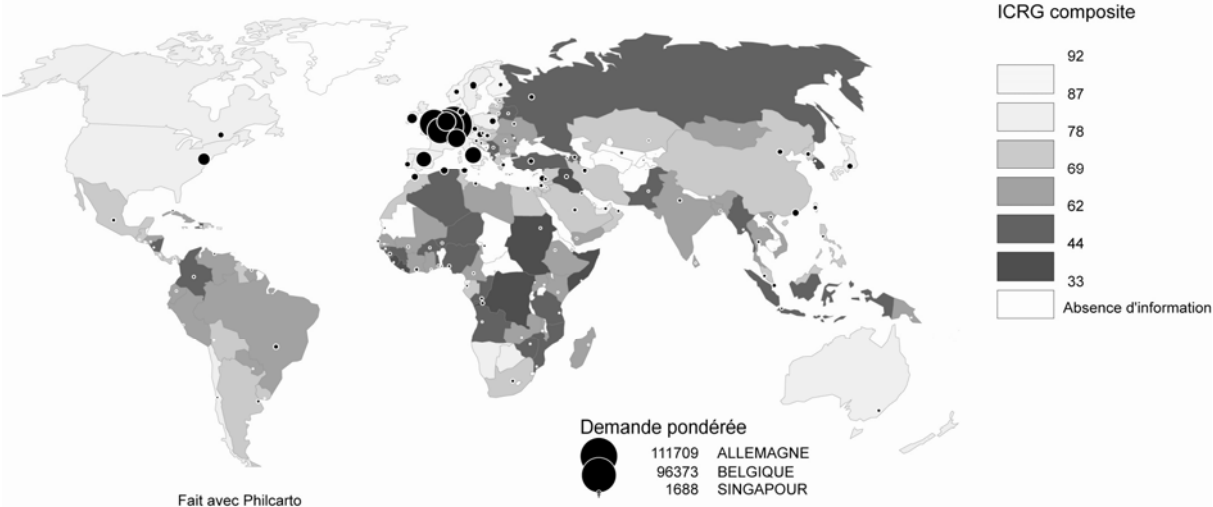
¹⁶Se référer à Redding et Venables (2004) pour plus de détails.

¹⁷<http://www.doingbusiness.org/>

Graphique A: Risque économique et demande pondérée des pays importateurs

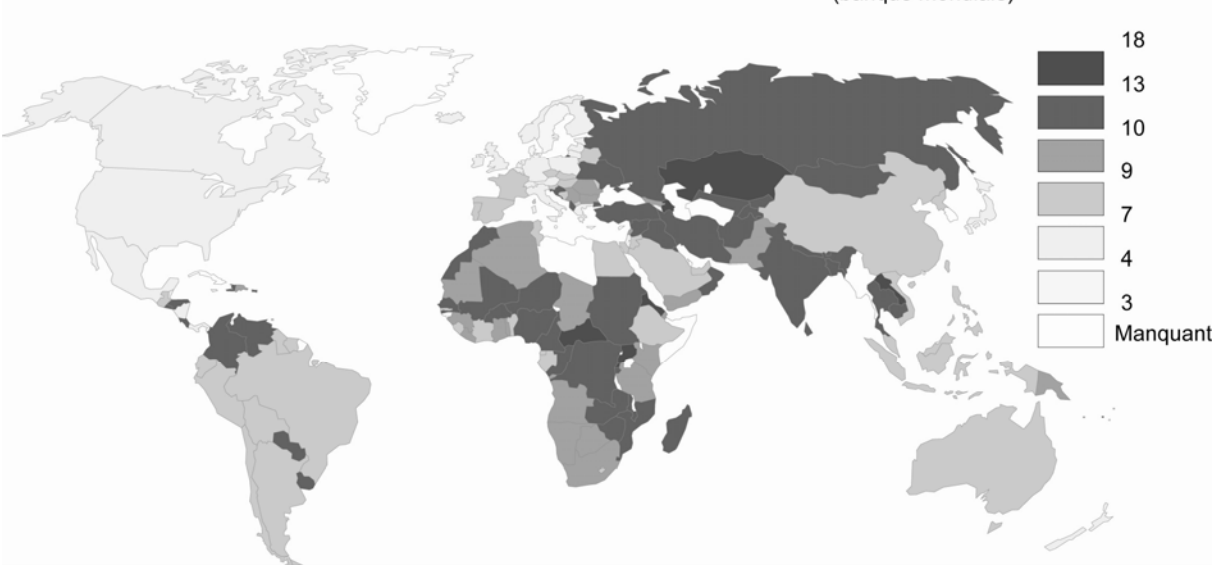


Graphique B: Risque composite et demande pondérée des pays importateurs

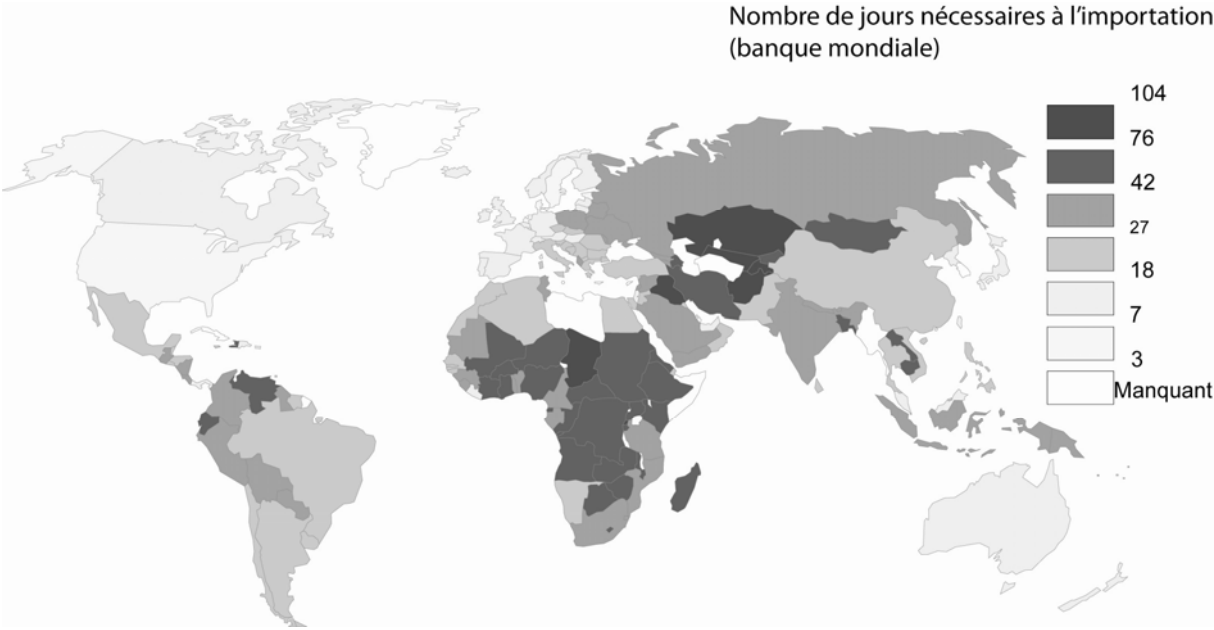


Graphique C: Nombre moyen de documents nécessaires lors de l'importation dans le pays

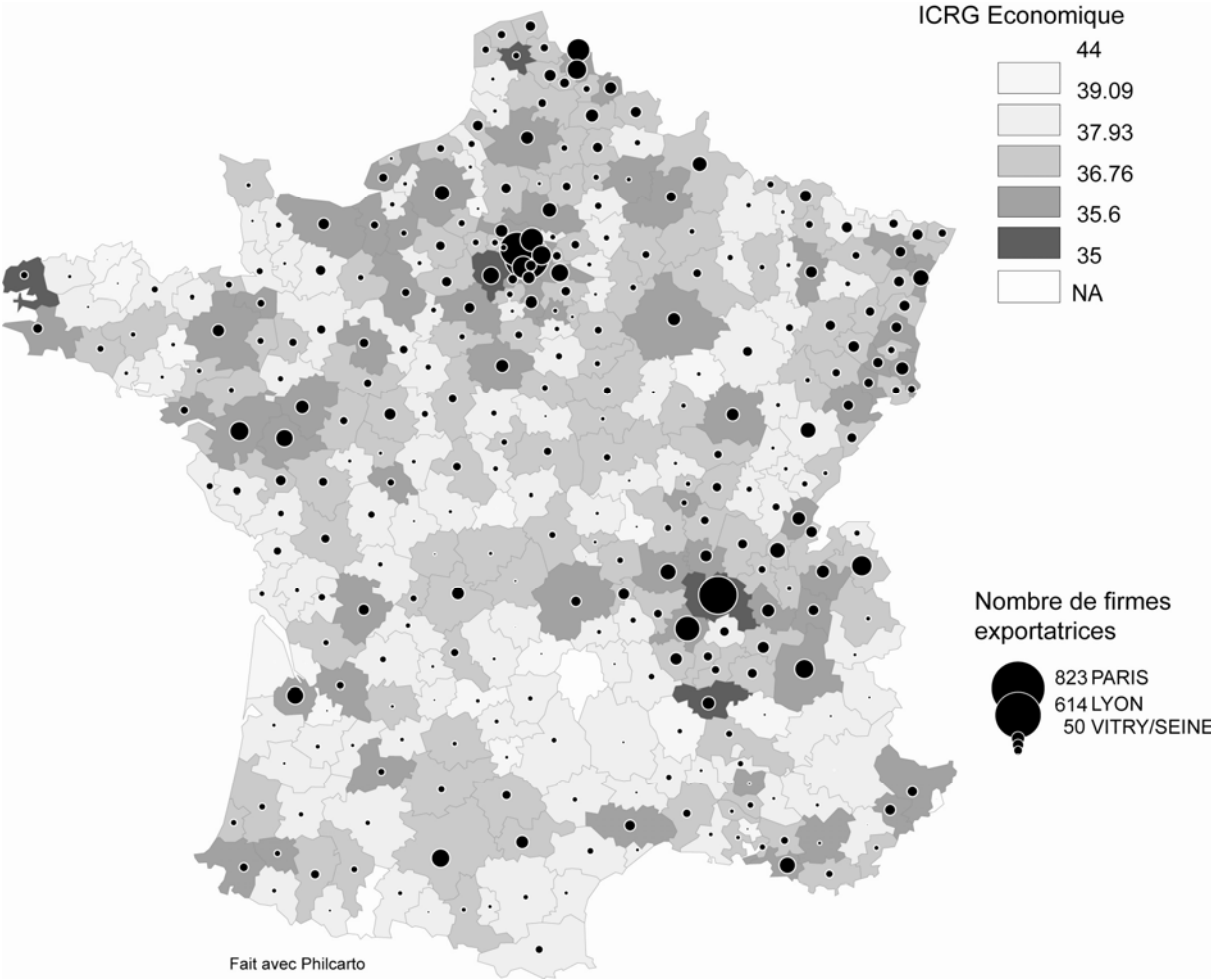
Nombre de documents à l'importation
(banque mondiale)



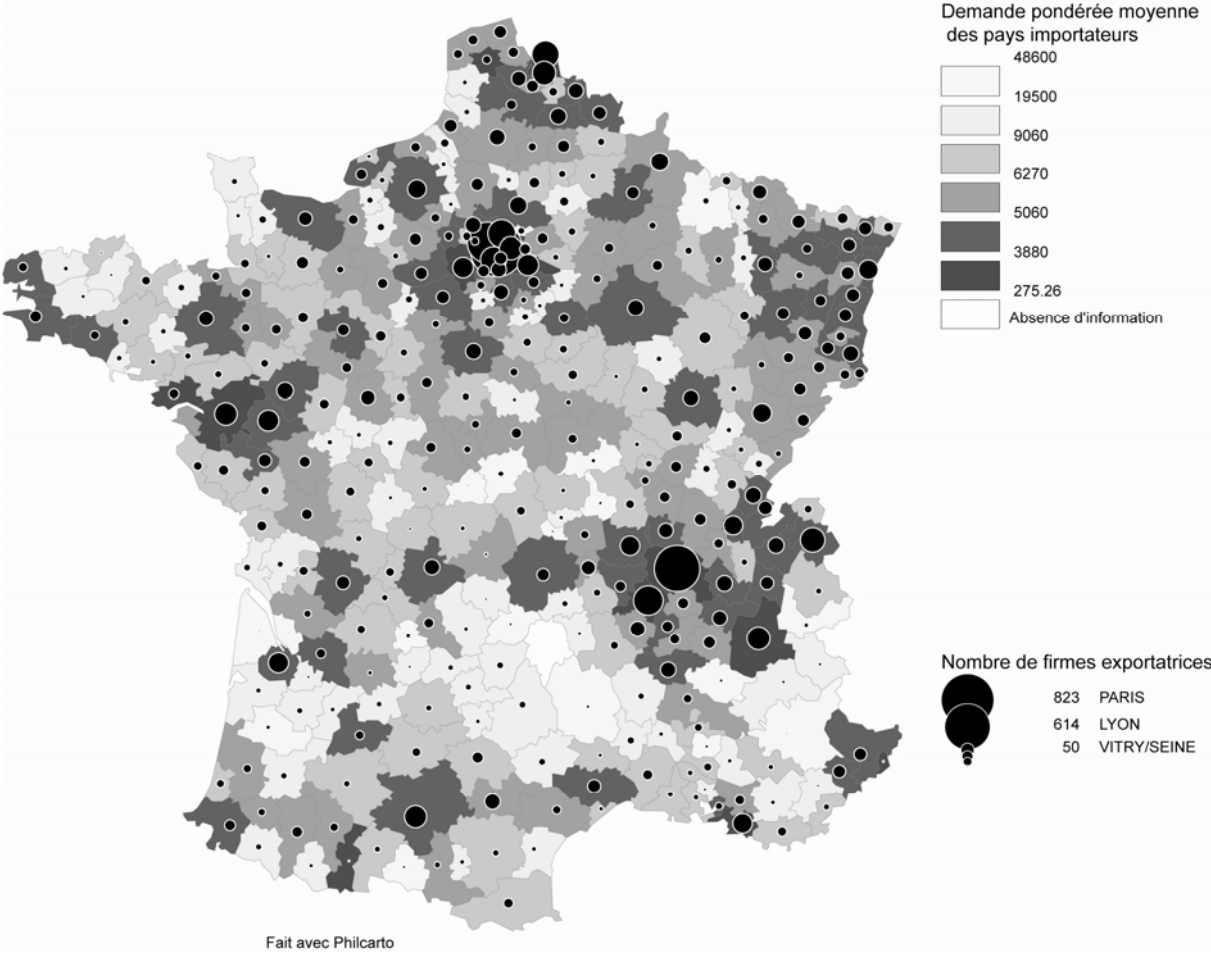
Graphique D: Temps moyen en jours nécessaires lors de l'importation dans le pays



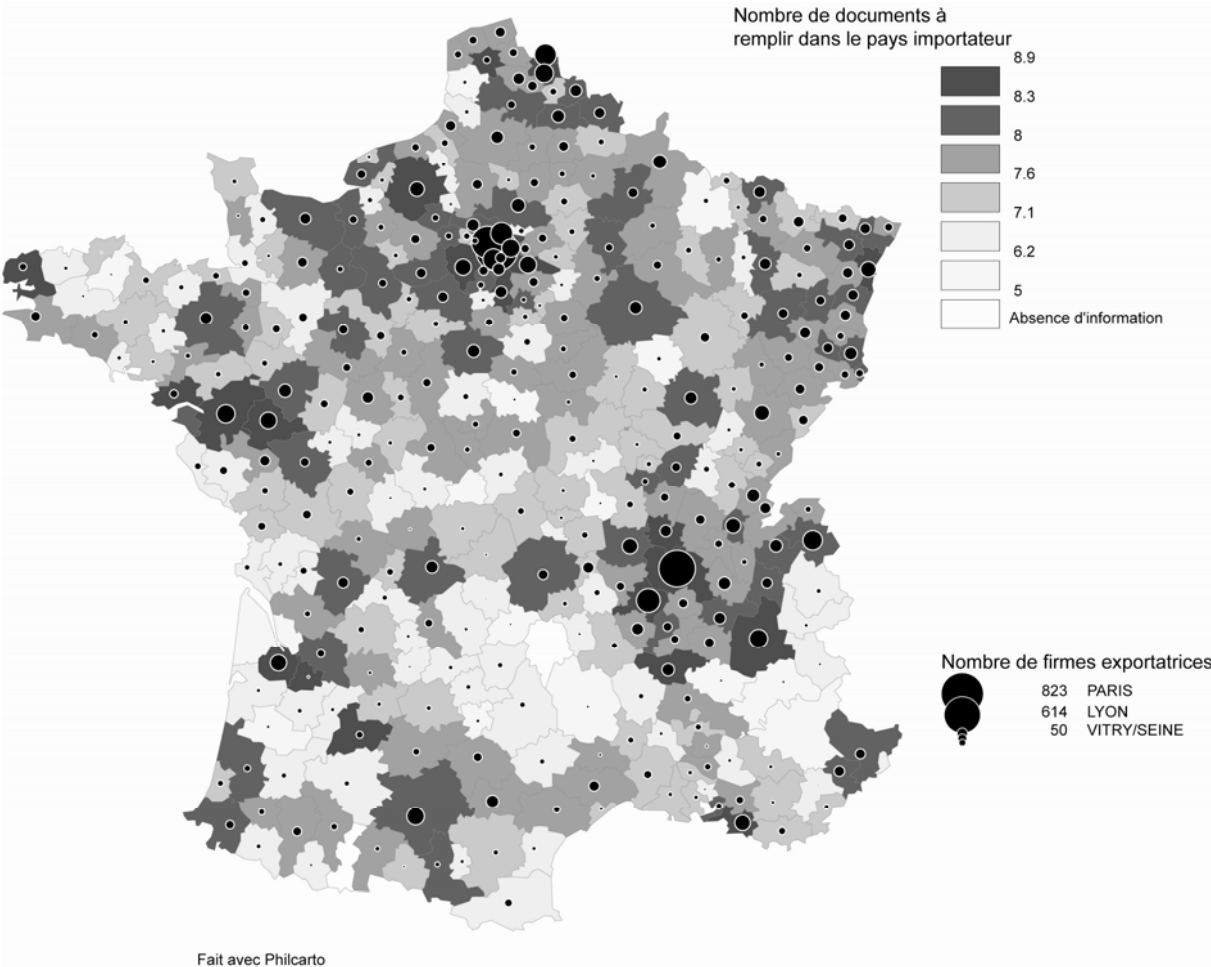
Graphique E: Risque économique moyen des pays d'exportation



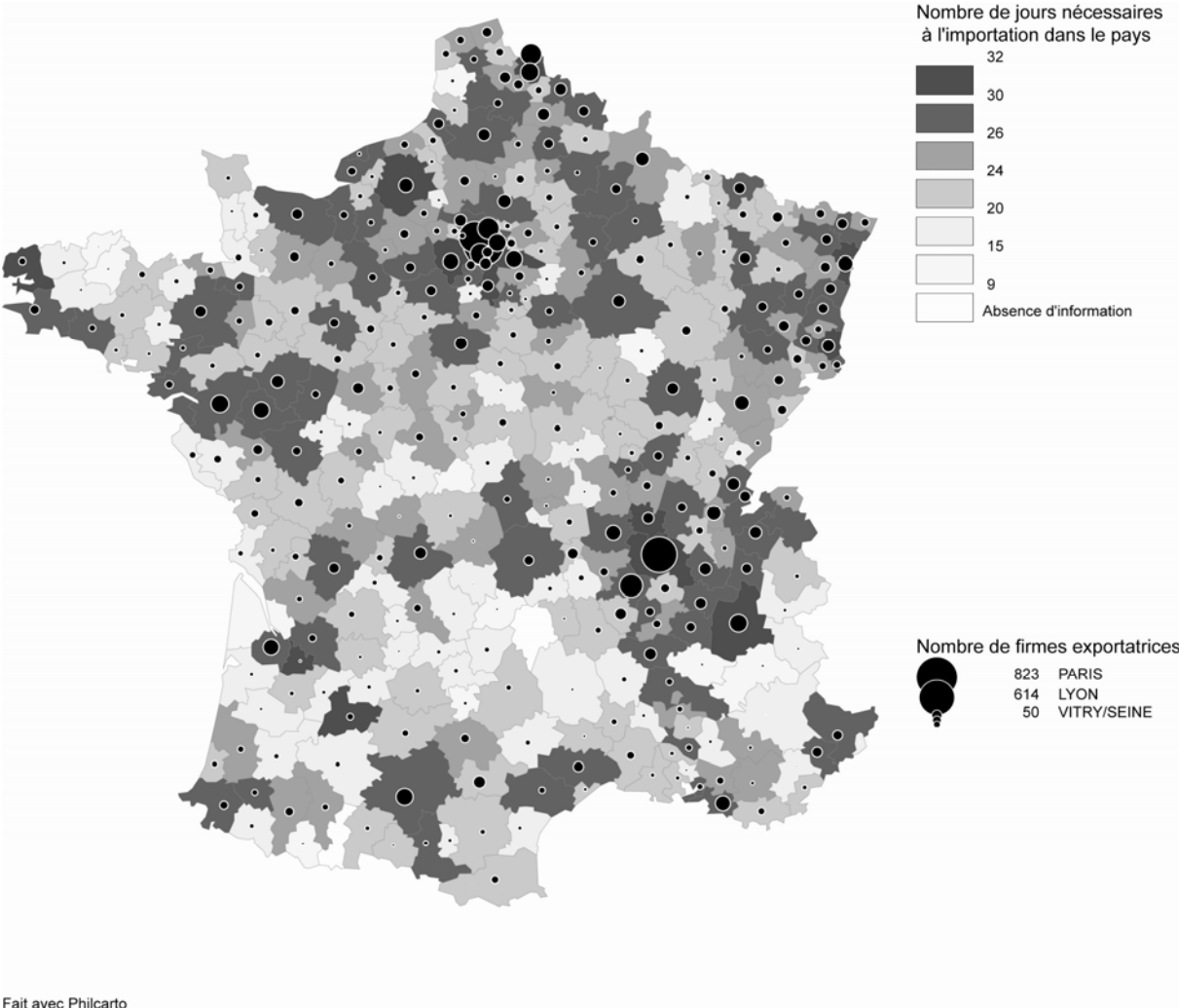
Graphique F: Demande pondérée des pays d'exportation



Graphique G: Nombre moyen de documents nécessaires lors de l'importation dans le pays



Graphique H: Nombre moyen de jours nécessaires à l'importation dans le pays



Fait avec Philcarto

Lecture :
Source :

Références

- Aitken B., G. H. Hanson et A. E. Harrison (1997)**, “Spillovers, foreign investment, and export behavior”, *Journal of International Economics*, 43, n° 1-2, pp. 103-132.
- Anderson J., E. van Wincoop (2003)**, “Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle”, *American Economic Review*, 93, n° 1, pp. 170-192.
- Artus P. et L. Fontagné (2006)**, “Evolution récente du commerce extérieur français”, rapport CAE n° 64.
- Baldwin R., R. Forslid, P. Martin, G. Ottaviano et F. Robert-Nicoud (2003)**, *Economic Geography and Public Policy* (Princeton: Princeton University Press).
- Barrios S., H. Görg et E. Strobl (2003)**, “Explaining Firms’ Export Behaviour: R&D, Spillovers and the Destination Market”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65, n° 4, pp. 475-496.
- Belderbos R. et L. Sleuwaegen (1998)**, “Tariff jumping DFI and export substitution: Japanese electronics firms in Europe”, *International Journal of Industrial Organization*, vol. 14, no. 5 (Sep.), pp. 601 - 638.
- Bernard A. et J. B. Jensen (2004)**, “Why Do Some Firms Export”, *The Review of Economics and Statistics*, 86, n° 2, pp. 561-569.
- Bernard A. et J. B. Jensen (1999)**, “Exceptional Exporter Performance: cause, effect or both?”, *Journal of International Economics*, 47, pp. 1-25.
- Fontagné L. et G. Gaulier (2008)**, “Performances à l’exportation de la France et de l’Allemagne”, rapport CAE n°81.
- Gaulier G., S. Zignago (2009)**, “BACI: A World Database of International Trade at the Product-level, 1995-2004 version”, CEPII working paper.
- Head K. et J. Ries (2001)**, “Overseas Investment and Firm Exports”, *Review of International Economics* vol. 9 n° 1, pp. 108-22.
- Greenaway D., R. Kneller, 2008, “Exporting, Productivity and Agglomeration”, *European Economic Review*, 52, pp. 919-939.
- Greenaway D., N. Sousa et K. Wakelin (2004)**, “Do Domestic Firms Learn to Export from Multinationals?”, *European Journal of Political Economy*, 20, pp. 1027-1043.
- Griliches, Z. et Mairesse, J. (1995)**, “Production functions: the search for identification”, *NBER Working paper* No. 5067.
- Kneller R., M. Pisu (2007)**, “Industrial Linkages and Export Spillovers from FDI”, *The World Economy*, 30 n° 1, pp. 105-134.
- Koenig P. (2009)**, “Agglomeration and the Export Decisions of French Firms”, *Journal of Urban Economics*, à paraître.
- Koenig P., F. Mayneris et S. Poncet (2010)**, “Local Export Spillovers in France”, *European Economic Review*, à paraître.
- Martin P., T. Mayer et F. Mayneris (2008)**, “Spatial Concentration and firm-level productivity in France”, *CEPR Discussion Paper* No. 6858.
- Melitz M. et G.I.P. Ottaviano (2008)**, “Market size, Trade and Productivity”, *The Review of Economic Studies*, 75, n° 1, pp. 295-316.
- Moulton B. R. (1990)**, “An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Unit”, *The Review of Economics and Statistics*, 72, n° 2, pp. 334-338.
- Rauch J. E. (2001)**, “Business and social networks in international trade”, *Journal of Economic Literature*, 39, n° 4, pp. 1177-1203.
- Redding S. et A. J. Venables (2004)**, “Economic geography and international inequality”, *Journal of International Economics*, 62, n° 1, pp. 53-82.
- Train K. (2003)**, *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.