



HAL
open science

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

Pamina Koenig, Florian Mayneris, Sandra Poncet

► **To cite this version:**

Pamina Koenig, Florian Mayneris, Sandra Poncet. Economies d'agglomération à l'exportation et difficulté d'accès aux marchés. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 2010, 435-436, pp.85-103. 10.3406/estat.2010.9579 . halshs-00754465

HAL Id: halshs-00754465

<https://pjse.hal.science/halshs-00754465>

Submitted on 30 May 2020

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.

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

Pamina Koenig*, Florian Mayneris** et Sandra Poncet***

La littérature empirique du commerce international souligne l'existence d'économies d'agglomération à l'exportation. Elle met en évidence l'impact positif de la présence d'autres exportateurs au niveau local 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 aux pays importateurs : temps et nombre de documents nécessaires à l'importation dans le pays de destination, demande pondérée, et mesure du risque économique et global dans le pays.

Nos résultats suggèrent que l'impact des externalités à l'exportation ne diffère pas significativement selon les performances des entreprises. Une augmentation du nombre de voisins exportateurs a par contre davantage d'impact sur la probabilité qu'une firme commence à exporter lorsque le pays de destination est difficile d'accès. Un voisin supplémentaire exportant un produit vers un pays donné augmente par exemple la probabilité qu'une firme commence à exporter ce même produit vers ce même pays de 1,95 point de pourcentage lorsqu'il s'agit d'un pays où les formalités en termes de documents sont plus lourdes que la moyenne, et de 0,69 point seulement lorsque ces formalités sont plus légères que la moyenne. Nos résultats sont robustes à divers sous-échantillons et pour l'ensemble de nos mesures de difficulté d'accès. Ils 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.

* Université Paris Ouest et École d'Économie de Paris, 48 bd Jourdan, 75014, Paris. pkoenig@u-paris10.fr

** IRES, CORE, Université catholique de Louvain, Place Montesquieu 3, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique. florian.mayneris@uclouvain.be

*** Paris School of Economics, Université de Paris1-Panthéon Sorbonne et CEPPII, 113 rue de Grenelle 75007 Paris. sandra.poncet@cepii.fr

Les performances à l'exportation des firmes françaises suscitent de vives inquiétudes depuis le début des années 2000, en raison de la diminution du nombre de firmes exportatrices (1) et du creusement du déficit commercial. Des rapports publics récents pointent le nombre insuffisant d'entreprises exportatrices comme une explication possible du déficit commercial croissant en France (2). 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'il est plus facile de surmonter les coûts et les difficultés liés à l'exportation lorsqu'on est à plusieurs. 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 les déterminants de l'entrée sur les marchés à l'exportation liés à l'environnement industriel local des entreprises. Il s'agit d'un aspect important de l'internationalisation des firmes. 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 questions relatives aux déterminants du solde commercial se sont petit à petit recentrées sur des éléments liés au comportement 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 à la firme elles-mêmes (taille, productivité, intensité d'innovation, etc.) et les conditions locales qui entourent la firme, susceptibles d'avoir un impact sur son 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, déterminant bilatéral propre au couple pays exportateur (ou firme exportatrice)-pays importateur. L'intuition sous-jacente à cette littérature est que les réseaux sociaux ou les réseaux d'entreprises 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 d'études empiriques concernant l'impact des réseaux d'entreprises. Dans une revue de la littérature sur les réseaux sociaux et les 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'exportation, appelées aussi *spillovers* à l'exportation (3). Il y aurait des externalités positives sur la performance à l'exportation d'une entreprise engendrées par la présence d'autres exportateurs dans la même zone géographique. À la différence des réseaux sociaux, ces effets n'étaient pas considérés jusqu'à récemment comme bilatéraux. Ils étaient modélisés comme étant 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. À partir de données individuelles de commerce, l'impact de la concentration spatiale des 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 États du Mexique et la probabilité que les firmes du même État 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

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

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

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

marges intensive et extensive du commerce pour le second. Récemment, Greenaway et Kneller (2008) ont montré sur données anglaises pour la période 1988-2002 que l'agglomération spatiale des exportateurs est bénéfique à l'entrée de nouvelles firmes sur les marchés internationaux. 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 d'économies d'agglomération à l'exportation sur la décision d'exporter des entreprises américaines, que les exportateurs voisins soient comptés au niveau de la région, du secteur, ou des deux.

Ces premiers résultats ont ensuite été approfondis à l'aide de données plus désagrégées. La disponibilité de données détaillées concernant les flux d'exportation des firmes françaises, en particulier la destination de ces flux et 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'exportation. Koenig (2009) trouve à partir de ces données un impact positif de la présence des exportateurs situés à proximité d'une entreprise sur la décision de commencer à exporter de cette dernière. La littérature se rapproche ici des effets étudiés dans le cas des réseaux d'entreprises (4), car plus qu'un effet spécifique à la région de départ, les résultats soulignent la nature bilatérale des effets d'agglomération : en effet, c'est la proximité d'entreprises exportant vers un pays donné qui augmente la probabilité qu'une firme commence à exporter vers ce pays, et non le nombre total d'exportateurs. Koenig, Mayneris et Poncet (2010) poursuivent l'analyse sur données plus récentes (1998-2003) et plus détaillées (au niveau produit). Ils trouvent un impact positif de la présence au niveau local d'autres exportateurs sur la décision de commencer à exporter d'une entreprise, mais ne trouvent pas d'effet significatif sur le volume exporté. Enfin, ces effets sont clairement locaux (ils décroissent avec la distance séparant la firme des exportateurs voisins) et ils sont d'autant plus importants qu'ils sont spécifiques au produit et au pays de destination.

Nature des économies d'agglomération à l'exportation

Dans cet article, nous prenons comme acquis l'impact positif de la présence d'autres exportateurs

au niveau local sur la probabilité qu'une firme commence à exporter vers un pays donné et nous cherchons à approfondir la nature des économies d'agglomération à l'exportation. Sont-elles différentes en fonction de la taille des firmes ? Si ces économies d'agglomération sont spécifiques au pays de destination, doit-on observer un effet plus important lorsque le pays est facile ou difficile d'accès ? À notre connaissance, aucun travail n'a exploré jusqu'à présent 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 entreprises qui n'exportent pas vers un pays j une année $t-1$ donnée, et nous cherchons à savoir si la présence d'autres firmes ayant une expérience à l'exportation 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 (cf. encadré 1). 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. À productivité donnée, ils peuvent réduire le coût fixe d'exportation. Si nous supposons un coût fixe d'entrée sur le marché considéré et bilatéral entre chaque firme localisée en France et chaque pays de destination, le coût fixe sera plus élevé pour un marché lointain, qui ne partage pas la même langue ni la même culture administrative. D'autre part, 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 d'autant plus forts que le pays de destination est difficile d'accès.

4. Les 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'exportation, 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.

DÉMARCHE EMPIRIQUE - LA PROBABILITÉ DE COMMENCER À EXPORTER

À notre connaissance, Krauthem (2009) est le seul 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 qu'une entreprise commence à exporter un produit vers un pays donné.

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 en question 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 bilatérales au commerce, 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'exportation, qui est susceptible d'influencer la probabilité de commencer à exporter en diminuant le coût fixe d'exportation. Nous spécifions 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 :

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

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_{it}^{kj} est le log des importations totales de produit k par le pays j à la date t (en dollars courants), emp_{zt} est le log du nombre d'employés dans la zone d'emploi z où est implantée la firme i en t , dist_{it}^j est le log de la distance en kilomètres entre la France et le pays j , et exp-agglo_{izt} 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'exportation 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'ex-

portait 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 » (exportation 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 nécessaire que nos coefficients soient estimés sur la variabilité temporelle des variables explicatives. Nous estimons ainsi cette équation avec un modèle *logit*, en prenant en compte les effets fixes firme-produit-pays. 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 pertinente : les décideurs publics attendent souvent en effet des retours rapides des dispositifs d'aide à l'exportation qu'ils mettent en place. Nous ne suggérons pas pour autant 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 qu'il exerce également un effet concurrence qui pourrait rendre cette entrée moins durable ; à plus long terme, le statut d'exportateur pourrait en être négativement affecté. Nous ne cherchons pas toutefois dans cet article à répondre à ces questions qui restent ouvertes pour des travaux futurs.

Notons enfin que nous nous intéressons 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. En effet, 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 a été prise de longue date et est à présent acquise pour l'entreprise. En outre, il est difficile de définir si un couple produit-pays fait partie des alternatives pertinentes pour une entreprise si aucun flux n'est observé pour cette triade firme-produit-pays au cours de la période étudiée. C'est pourquoi nous définissons comme alternatives possibles pour une entreprise les flux relatifs aux couples produits-pays pour lesquels au moins un flux positif est observé au cours de la période pour l'entreprise considérée.

Notre démarche empirique (cf. encadré 2) consiste à séparer nos observations en plusieurs sous-échantillons, correspondant à différents niveaux de performance des firmes et de difficulté d'accès du marché de destination. Nous cherchons ainsi à vérifier si, pour différents indicateurs, l'effet des économies d'agglomération à l'exportation est systématiquement plus important pour les sous-groupes caractérisés par une productivité plus faible ou un coût fixe d'exportation plus élevé. Cette approche autorise un impact hétérogène de toutes les variables expliquant la décision de commencer à exporter, et pas seulement de la variable de *spillovers*. Nous avons préféré cette stratégie à une approche plus continue basée sur des interactions dans les

variables explicatives. Les résultats empiriques montrent qu'un tel choix est justifié.

En utilisant les données françaises d'exportation par firme, produit, pays et année sur la période 1998-2003, nous montrons que, contrairement à ce à quoi l'on aurait pu s'attendre, la présence d'autres exportateurs au niveau local n'a pas d'effet différencié sur la probabilité de commencer à exporter en fonction des performances initiales des entreprises : les effets mesurés sont les mêmes, que l'entreprise soit plus ou moins productive ou plus ou moins grande que la moyenne. En revanche, ces économies d'agglomération sont d'autant plus importantes que le pays de destination est difficile d'accès.

Encadré 2

DÉMARCHE EMPIRIQUE - ESTIMATION ET CONTRÔLES

L'estimation des déterminants de la probabilité qu'une entreprise commence à exporter un produit vers un pays est sujette à des problèmes de causalité inverse et de variables omises. Ces difficultés d'estimation sont détaillées dans Koenig *et al.* (2010). Nous les résumons ici.

Les caractéristiques des firmes et la variable d'agglomération qui entrent comme variables explicatives dans notre estimation sont potentiellement soumises à un problème de causalité inverse. En effet, nous testons si les firmes les plus productives et les plus grandes ont davantage de chances de devenir exportatrices (Bernard et Jensen, 1999). Il est cependant possible que le fait d'exporter ait 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 accroître la probabilité que ses voisins la suivent, et donc le nombre d'exportateurs environnants ($exp_agglo_{i,t}$). 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 par ailleurs nécessaire de s'assurer 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 des entreprises augmente leur productivité (Martin, Mayer et Mayneris, 2008). Nous prenons en compte la productivité des firmes pour mesurer l'effet des *spillovers* à l'exportation 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 à la fois expliquer l'agglomération des firmes dans ces zones et leur propension à exporter. Nous introduisons également la variable $emp_{i,t}$ qui prend en compte les 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 $emp_{i,t}$ couvre l'ensemble des firmes voisines (exportatrices ou non) alors que la variable d'économies d'agglomération à l'exportation ($exp_agglo_{i,t}$) ne couvre que les firmes exportatrices.

Enfin, nous ne voulons pas que notre variable d'agglomération recouvre les chocs positifs (ou négatifs) de demande du pays importateur, qui auraient pour conséquence d'augmenter (ou de diminuer) 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 uniquement) du pays de destination j (imp^j_t) pour le produit et l'année considérés.

Il nous faut reconnaître que nos estimations ne sont pas complètement à l'abri d'un problème d'endogénéité. Bien que nous retardions d'un an les variables explicatives et que nous introduisons de nombreux contrôles ainsi que des effets fixes entreprise-produit-pays de destination, il est par exemple possible que des chocs affectant les avantages comparatifs locaux 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 expliquant le nombre d'exportateurs d'une zone sans également directement affecter le comportement des voisins. Nous laissons cette question ouverte pour de futurs travaux.

Analyse graphique : corrélation positive entre le nombre d'exportateurs dans une zone et la capacité à exporter

En moyenne, les firmes de notre échantillon emploient 77 salariés (cf. tableau 1). Rappelons que l'échantillon des exportateurs ne contient que les firmes de plus de 20 employés, et uniquement les firmes mono-établissement. Chaque firme exporte en moyenne 11 produits vers 10 à 11 pays différents. Ces chiffres relativement élevés reflètent la valeur plancher de 100 000 euros d'exportations cumulés pour que les flux intra-Union européenne d'une firme soit enregistrés (cf. encadré 3). Concernant la variable d'agglomération, logiquement, plus la définition de l'agglomération à l'exportation est

spécifique (en termes de pays ou de produit), plus la valeur moyenne de la variable d'agglomération est faible. Par exemple, il y a en moyenne près de 59 exportateurs dans la même zone d'emploi qu'une entreprise donnée, 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. La faiblesse de ce chiffre n'est pas surprenante étant donné le degré de désagrégation élevé des produits et des zones géographiques considérés.

Pour presque 85 % des observations, l'entreprise considérée n'a aucune voisine exportant le même produit vers la même destination au sein de la zone d'emploi (cf. tableau 2). Dans 9,4 % des cas, il y a une autre firme exportatrice du

Tableau 1
Statistiques descriptives sur les entreprises couvertes par l'étude

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Nombre d'employés de la firme exportatrice	77,1	170,9	2,5	6 166
Emploi total dans la zone d'emploi	181 556	283 560	4 630,7	1 689 989
Valeur ajoutée de la firme (millions d'euros)	3 751,1	12 196	219,1	575 363
Importations du pays, par produit (millions d'euros)	351 897	1 474 511	0,6	4,62 × 10 ⁷
Distance (km)	3 107,2	3 451,3	262,4	19 263
Nombre de produits exportés par firme	11	13,8	1	277
Nombre de pays de destination par firme	10,5	12,9	1	116
Nombre d'autres firmes dans la zone, tous produits - tous pays	58,8	72,9	0	350
Nombre d'autres firmes dans la zone, tous produits - même pays	18	30,1	0	223,3
Nombre d'autres firmes dans la zone, même produit - tous pays	3	6,6	0	62
Nombre d'autres firmes dans la zone, même produit - même pays	0,47	1,7	0	35,5
Nombre de firmes	8 071			

Champ : entreprises industrielles françaises exportatrices et mono-établissement. France continentale.
Source : Douanes, BACI et EAE.

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

(En %)

	Même produit- même pays	Tous produits- même pays	Même produit- tous pays	Tous produits- tous pays
Nombre d'autres firmes dans la zone d'emploi				
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	645 268			

Lecture : pour presque 85 % des observations, l'entreprise considérée n'a aucune voisine exportant le même produit vers la même destination au sein de la zone d'emploi.
Champ : entreprises industrielles françaises exportatrices et mono-établissement. France continentale.
Source : Douanes et EAE.

DONNÉES-SOURCES ET DÉFINITION DES VARIABLES

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 françaises, et contiennent les exportations par firme, produit (8 chiffres) et pays de destination sur la période 1998-2003. À l'intérieur de l'UE, les douanes collectent de l'information sur les produits exportés par firme (catégorie NC8) lorsque la valeur annuelle cumulée de ses exportations de l'année précédente dépasse 100 000 euros, et ce depuis 2001. Cette valeur plancher était fixée à 99 100 euros en 2000 et à 38 100 euros avant 2000. À l'extérieur de l'UE, tous les flux au delà de 1 000 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 100 000 euros d'exportations cumulées annuelles, et ce afin que les estimations ne souffrent pas d'un biais dû à l'évolution des valeurs planchers. La 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 huit chiffres et 3,68 % des observations de notre base de douanes. 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, le nombre d'employés, l'adresse exacte, la valeur ajoutée, les ventes ou encore les salaires. L'adresse des entreprises détaille plusieurs niveaux administratifs (la région, le département et la commune). 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 restreint définies selon des critères économiques plutôt qu'administratifs.

L'appariement des données des Douanes et des 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'exportation 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 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 fir-

mes mono-établissement. Nous faisons ce choix pour la variable expliquée et pour les variables explicatives d'économies d'agglomération à l'exportation. 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.

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 modèle *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.

La variable représentant les économies d'agglomération à l'exportation 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 quatre chiffres) exporté par la firme, ainsi qu'au pays vers lequel la firme a la possibilité d'exporter. En effet, Koenig *et al.* (2010) montrent que l'impact des économies d'agglomération est d'autant plus fort qu'elles sont définies au niveau produit-pays. Nous obtenons des résultats identiques si les économies d'agglomération sont mesurées par le nombre d'employés dans ces firmes. 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 donc :

$$exp-agglo_{it}^{kj} = \text{nombre d'autres firmes exportatrices}_{it}^{kj}$$

La taille de la zone d'emploi emp_{zt} est une estimation du nombre total d'employés dans la zone à la date t , réalisée à partir du recensement de l'Insee de 1999. La productivité totale des facteurs (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 $dist_{it}^j$ entre la France et chaque pays est tirée des données du CEPIL (<http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/distances.htm>). La variable de demande imp_{it}^{kj} représente les importations totales, libellées en dollars courant, de produit k réalisées par le pays j à la date t . Dans l'estimation, cette variable prend en compte les chocs de demande spécifiques au pays et au produit. Pour calculer cette variable, nous utilisons la base de données BACI du CEPIL (<http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/baci.htm>), détaillée dans Gaulier et Zignago (2009).

même produit vers la même destination. La probabilité d'avoir au moins un voisin exportateur passe de 15,2 % dans le cas le plus spécifique (même produit, même pays) à 56,9 % (même produit, tous pays), puis à 87,9 % (tous produits, même pays) et à 99,9 % pour la variable d'agglomération la moins spécifique (tous produits, tous pays).

En termes de difficulté d'accès aux différents marchés, l'indice International Country Risk Guide (ICRG) de risque économique (cf. enca-

dré 4) peut rendre compte des barrières au commerce engendrées par des difficultés macroéconomiques du pays de destination. Il semble naturellement plus faible pour les pays développés (Union européenne, États-Unis, Australie, Japon), pour qui la plupart des variables utilisées dans le calcul de l'indice donnent lieu à un nombre élevé de points, et donc à une valeur élevée de l'indice de risque économique (cf. carte I). Il est intéressant de noter que la Chine, l'Argentine, le Chili ont un degré de risque économique faible, en raison sans doute d'une croissance forte du

Encadré 4

DONNÉES - LES INDICATEURS D'ACCESSIBILITÉ DES MARCHÉS

Nous utilisons trois variables différentes pour mesurer la difficulté d'accès des différents marchés à l'exportation. Notre intuition théorique est qu'une firme aura des difficultés pour exporter son produit vers un pays j si, toutes choses 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* : <http://www.prsgroup.com/ICRG.aspx>), calculé depuis 1980 par le groupe PRS, un institut indépendant américain. 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'indice ICRG économique et l'indice 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'indice 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 :

- 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.
- le taux de croissance du PIB à prix constants. 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 donne droit à un nombre de points compris entre 0 et 10.
- les dépenses publiques en pourcentage du PIB (entre 0 et 10 points).
- le compte courant en pourcentage du PIB (entre 0 et 15 points).

L'indice ICRG composite rassemble les trois sous-indices de risque. Il s'agit d'une note sur 100 dans laquelle l'indice ICRG économique et l'indice ICRG

financier comptent pour 25 % chacun, tandis que l'indice ICRG politique compte pour 50 %. L'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) ; solde du compte courant de la balance des paiements (15 points) ; réserves de change (5 points pour chacune de ces variables). 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. L'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). 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. À 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



PIB pour la Chine ou de la faiblesse des dépenses publiques pour l'Argentine et le Chili.

L'indice ICRG de risque composite présente des tendances similaires à celles de l'indice de

risque économique, à quelques exceptions près (cf. carte II). 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

Encadré 4 (suite)

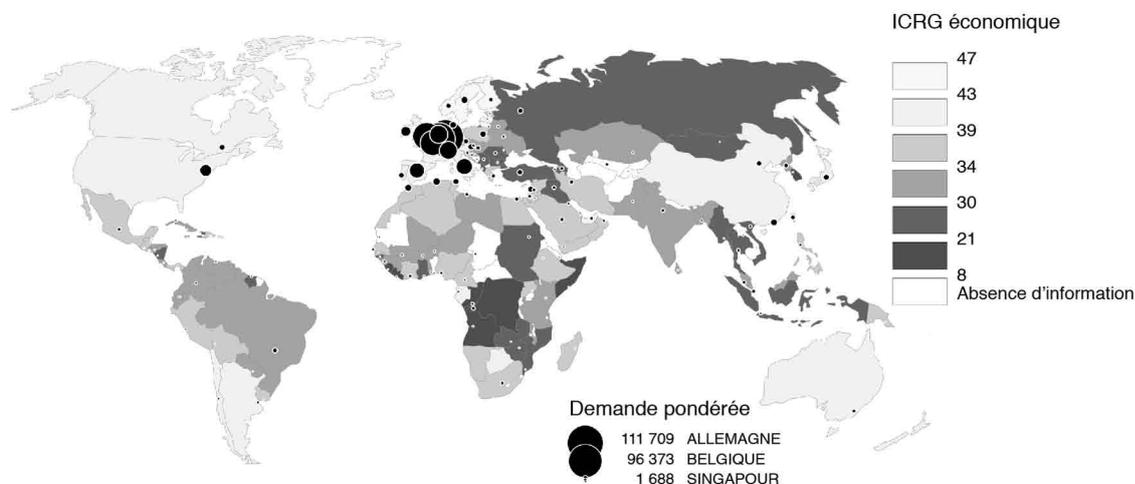
de préférences des consommateurs à élasticité de substitution constante : $Dem_j = \Phi_j Y P^{1-\sigma}$, où Φ_j est la liberté des échanges entre la France et le pays j (appelée « *freeness of trade* » dans Baldwin *et al.* (2003)), Y_j est la demande brute du pays et $P^{1-\sigma}$ mesure le degré de concurrence. Pour mesurer les différentes composantes de Dem_j (à savoir Φ_j et $Y P^{1-\sigma}$), 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. Les flux proviennent de la Base pour l'Analyse du Commerce International (BACI) développée par le CEPII (<http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/baci.htm>). 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 $Y_j P^{1-\sigma}$ (Redding et Venables, 2004). Nous pouvons ainsi reconstruire la demande pondérée de chaque pays importateur de la manière suivante : $Dem_j = \Phi_j FM_j$, dans lequel $\Phi_j = distance^\delta \cdot contig_j^\gamma \cdot col_j^\beta \cdot lang_j^\nu$, 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 (<http://www.doingbusiness.org/>). Cette base de données contient plusieurs indicateurs attestant du niveau des réglementations 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 réglementations 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 pour 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.

Carte I

Risque économique et demande pondérée des pays importateurs



Lecture : l'accessibilité des pays est mesurée simultanément par l'indice ICRG de risque économique et par la demande pondérée par les barrières au commerce et par le degré de concurrence (cf. encadré 4). Plus l'indice ICRG est élevé (couleur claire) et plus la demande pondérée est importante, plus le pays est considéré comme accessible aux exportations françaises.
Source : groupe PRS, calcul des auteurs.

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, etc.) reçoivent une mauvaise note.

Enfin, la variable de la demande pondérée en termes d'importations (cf. encadré 4) est plus grande dans le cas des pays européens et proches, comme la Belgique et l'Allemagne (cf. cartes I et II). 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 - mesurant la liberté des échanges - élevé, cf. encadré 4), ainsi que certains autres pays de grande taille comme les États-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 pays européens et d'Amérique du Nord se caractérisent par 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 (cf. cartes III et IV). Il faut dans ces pays moins d'une dizaine de jours pour faire les déclarations de douane. À 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, et des procédures entre l'arrivée au port et la livraison qui requièrent plus d'une quarantaine de jours.

Les zones d'emploi françaises dont les entreprises exportent vers les pays les plus difficiles d'accès sont la région parisienne, la région de Lille, Lyon, Brest, Strasbourg, Bordeaux, Toulouse, de même que les ports tels que Marseille, Nantes-Saint-Nazaire ou encore Rouen-Le Havre (cf. cartes V à VIII). Il est intéressant de noter que les zones les plus denses en firmes exportatrices sont également les zones qui exportent vers les pays les plus risqués économiquement (cf. carte V) ou vers les pays où la demande pondérée est la plus faible (cf. carte VI). De même, les zones d'emploi exportant vers les pays les plus difficiles en termes de documents à remplir et de temps sont également celles qui comptent le plus grand nombre de firmes exportatrices (cf. cartes VII et VIII).

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

Carte II
Risque composite et demande pondérée des pays importateurs



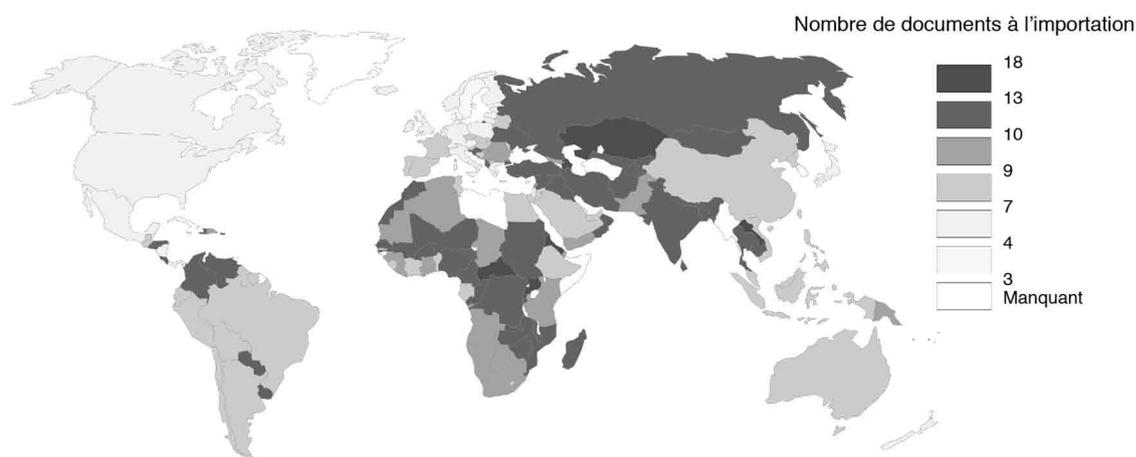
Lecture : l'accessibilité des pays est mesurée simultanément par l'indice ICRG de risque composite et par la demande pondérée par les barrières au commerce et par le degré de concurrence (cf. encadré 4). Plus l'indice ICRG est élevé (couleur claire) et plus la demande pondérée est importante, plus le pays est considéré comme accessible aux exportations françaises.
 Source : groupe PPS, calcul des auteurs.

Des effets spécifiques au pays de destination

Nous nous intéressons dans un premier temps à la nature des *spillovers* à l'exportation. Les variables gravitaires standard telles que la taille de la firme et la demande du pays importateur expliquent de manière significative et dans le sens attendu les flux d'exportation des entreprises françaises (cf. tableau 3) : une entreprise aura d'autant plus de chance de commencer à exporter un produit vers un pays donné que cette entreprise est productive et que la demande du pays de destination pour le produit considéré est forte (relativement à la productivité moyenne

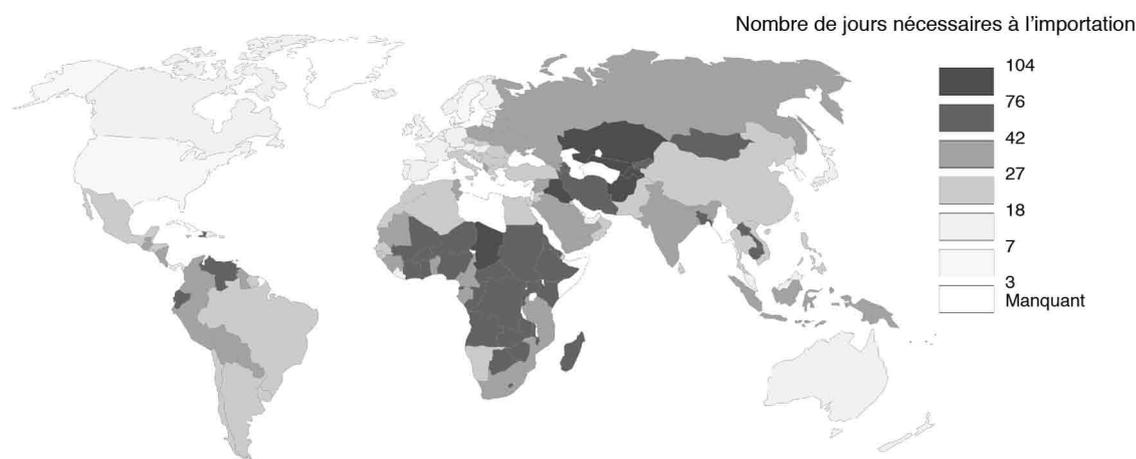
de l'entreprise et à la demande moyenne du pays pour le produit sur la période, du fait de la présence d'un effet fixe firme-produit-pays de destination). La taille de la zone d'emploi a un effet négatif mais non significatif sur la décision de commencer à exporter. Le coefficient sur la variable d'économies d'agglomération à l'exportation spécifique au produit et au pays de destination est positif et significatif, égal à 0,051. Cela signifie que lorsque le nombre d'exportateurs augmente au niveau local, les externalités positives dominent l'effet potentiellement négatif de la concurrence sur la décision de commencer à exporter. Un voisin supplémentaire exportant un produit vers un pays donné augmente

Carte III
Nombre moyen de documents nécessaires lors de l'importation dans le pays



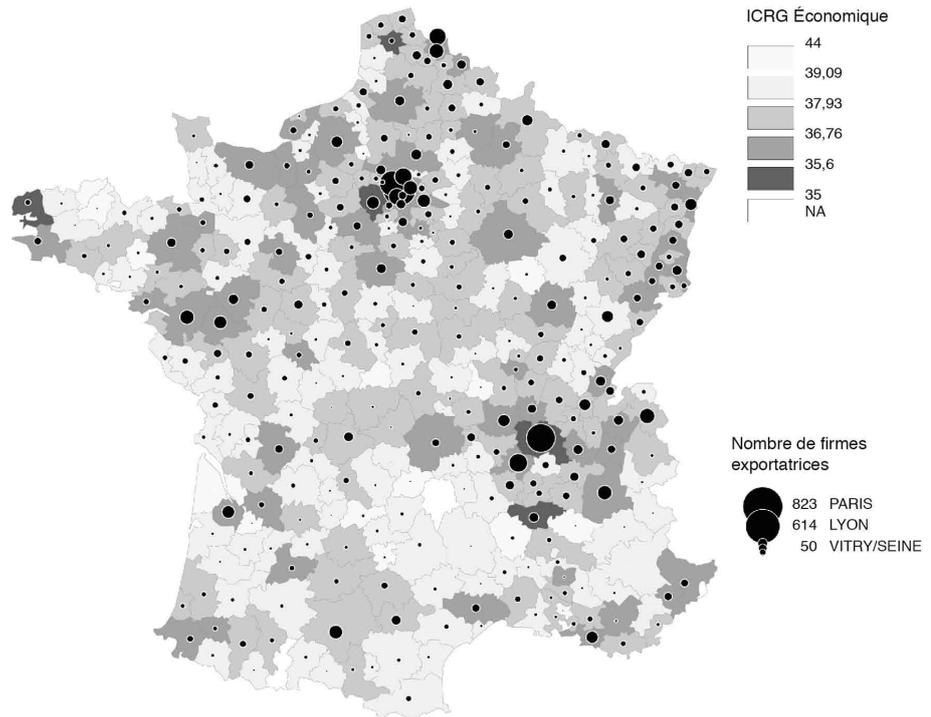
Lecture : l'accessibilité des pays est mesurée par le nombre de documents nécessaires lors de l'importation dans le pays (cf. encadré 4). Plus il est élevé (couleur foncée) moins le pays est considéré comme accessible aux exportations françaises.
Source : Banque mondiale.

Carte IV
Temps moyen en jours nécessaires lors de l'importation dans le pays



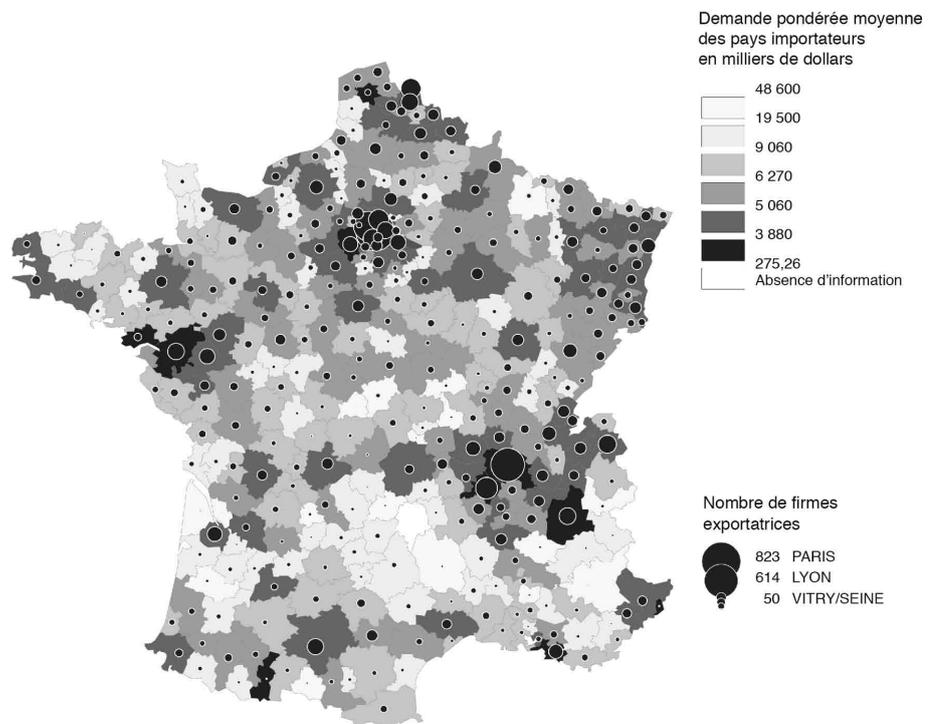
Lecture : l'accessibilité des pays est mesurée par le nombre de jours nécessaires lors de l'importation dans le pays (cf. encadré 4). Plus il est élevé (couleur foncée) moins le pays est considéré comme accessible aux exportations françaises.
Source : Banque mondiale.

Carte V
Risque économique moyen des pays d'exportation



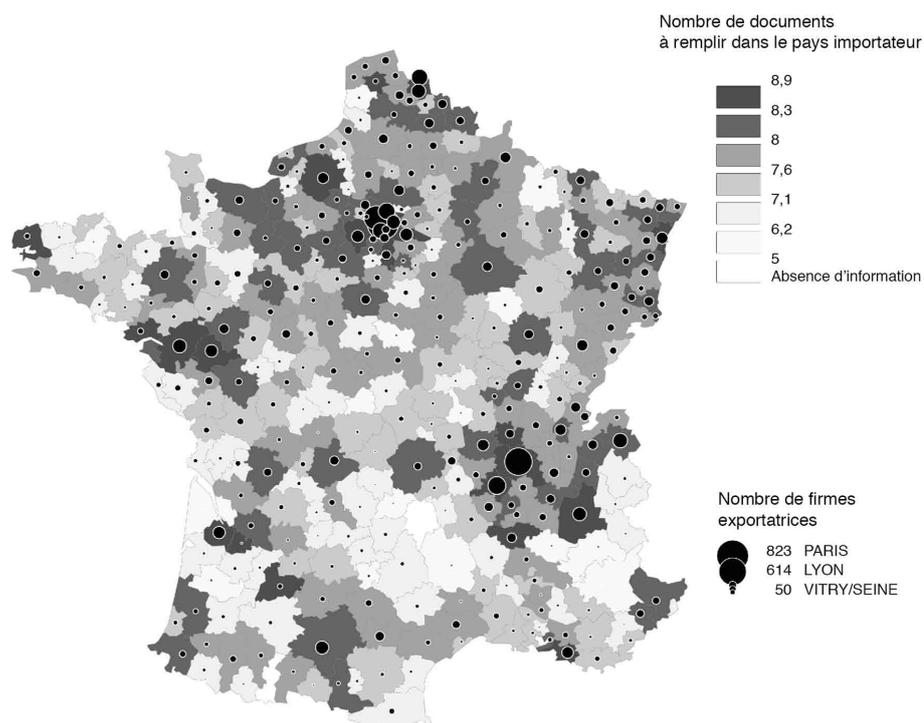
Lecture : pour chaque zone d'emploi, le risque économique moyen des pays de destination correspond au risque économique pour chaque pays de destination pondéré par la part de chaque pays dans les exportations totales de la zone d'emploi en 1998.
Champ : France continentale.
Source : calculs des auteurs à partir des données des Douanes, EAE et ICRG.

Carte VI
Demande pondérée des pays de destination



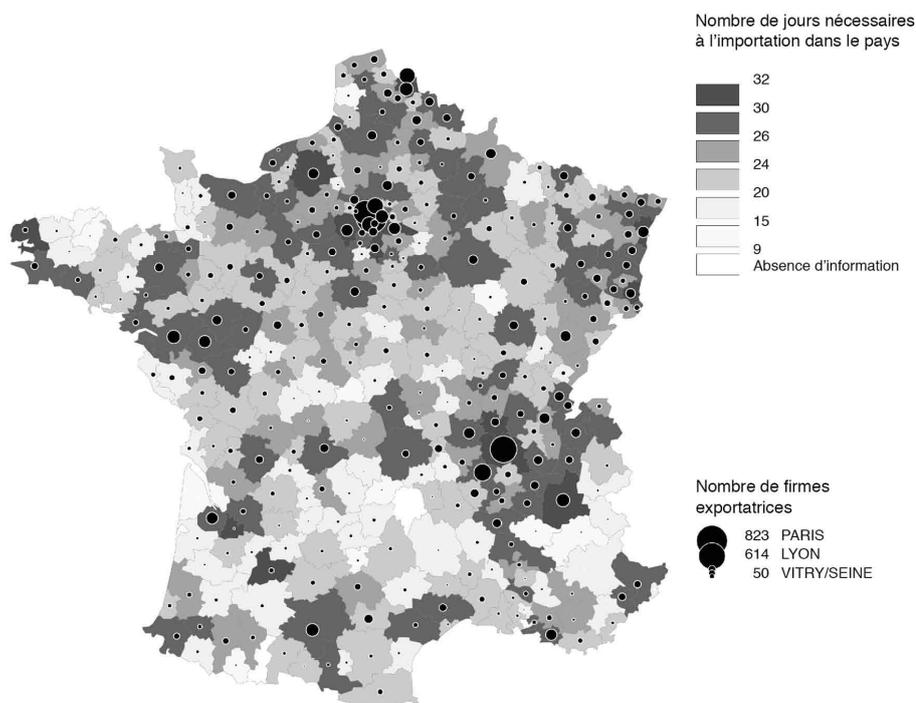
Lecture : pour chaque zone d'emploi, la demande pondérée des pays de destination correspond à la demande pour chaque pays de destination pondérée par la part de chaque pays dans les exportations totales de la zone d'emploi en 1998.
Champ : France continentale.
Source : calculs des auteurs à partir des données des Douanes et EAE.

Carte VII
Nombre moyen de documents nécessaires lors de l'importation dans le pays



Lecture : pour chaque zone d'emploi, le nombre moyen de documents à l'importation correspond au nombre de documents pour chaque pays de destination pondéré par la part de chaque pays dans les exportations totales de la zone d'emploi en 1998.
Champ : France continentale.
Source : calculs des auteurs à partir des données des Douanes, EAE et Banque mondiale.

Carte VIII
Nombre moyen de jours nécessaires à l'importation dans le pays



Lecture : pour chaque zone d'emploi, le nombre moyen de jours nécessaires à l'importation correspond au nombre de jours pour chaque pays de destination pondéré par la part de chaque pays dans les exportations totales de la zone d'emploi en 1998.
Champ : France continentale.
Source : calculs des auteurs à partir des données des Douanes, EAE et Banque mondiale.

la probabilité qu'une entreprise commence à exporter ce même produit vers ce même pays de 1,07 point de pourcentage (5).

La variable d'agglomération relative à l'ensemble des exportateurs de la zone, quels que soient le produit et le pays, n'est pas significative. Si les trois autres mesures d'économies d'agglomération sont affectées d'un coefficient positif et significatif, une hiérarchie nette se dessine, 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 donc dans le reste de l'analyse.

Productivité et taille des exportateurs

Lorsque l'on scinde l'échantillon selon la productivité des entreprises relativement à la moyenne dans l'échantillon au cours de la période, le coefficient relatif à la variable d'agglomération des exportateurs n'est pas statistiquement différent dans les deux populations

d'entreprises ainsi définies (cf. tableau 4). L'entourage en termes d'exportateurs a donc un impact semblable quelle que soit l'efficacité des firmes, et donc par extension leurs besoins d'information sur les marchés à l'exportation visés. On retrouve cette absence d'hétérogénéité des *spillovers* lorsque l'on classe les firmes selon leur effectif salarié (cf. tableau 4). Le coefficient sur la variable d'agglomération est en effet identique, que les firmes soient plus petites ou plus grosses que la moyenne. Les résultats de régressions non présentées dans cet article conduisent à la même conclusion lorsque l'on scinde l'échantillon selon la productivité des entreprises relativement à la médiane au cours de la période. Nous ne pouvons donc

5. Ce chiffre provient de la différentielle de la probabilité de commencer à exporter. 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).

Tableau 3

Estimation de la décision d'une firme de commencer à exporter un produit vers un pays donné Modèle *logit* conditionnel

Modèle :	(1)	(2)	(3)	(4)
Variable expliquée : décision d'une firme de commencer à exporter un produit donné vers un pays donné				
Ln (emploi de la firme)	0,570* (0,074)	0,570* (0,075)	0,568* (0,075)	0,570* (0,075)
Ln (TFP de la firme)	0,118* (0,035)	0,119* (0,035)	0,119* (0,035)	0,118* (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* (0,013)	0,172* (0,013)	0,175* (0,013)	0,174* (0,013)
Nombre de firmes dans la ZE - tous produits - toutes destinations	0,001 (0,001)			
Nombre de firmes dans la ZE - tous produits - même destination		0,008* (0,003)		
Nombre de firmes dans la ZE - même produit - toutes destinations			0,012** (0,005)	
Nombre de firmes dans la ZE - mêmes produit - destination				0,051* (0,009)
Effet-fixe année	oui	oui	oui	oui
Effet-fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui
Observations	645 268	645 268	645 268	645 268
R ²	0,09	0,09	0,09	0,09

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses. *, ** et *** indiquent une significativité à 1 %, 5 % et 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. Les économies d'agglomération sont mesurées de manière de plus en plus spécifique au fil des colonnes. La variable d'agglomération est relative à l'ensemble des exportateurs de la zone, quels que soient le produit et le pays dans la colonne 1 tandis qu'elle est relative aux seuls exportateurs du même produit vers le même pays dans la colonne 4.

Champ : entreprises industrielles françaises exportatrices et mono-établissement. France continentale.

Source : Douanes, BACI et EAE.

conclure à l'existence d'une hétérogénéité significative des économies d'agglomération à l'exportation en fonction des caractéristiques individuelles des entreprises exportatrices. Il reste en revanche à déterminer si une telle hétérogénéité existe selon les caractéristiques des pays de destination.

Risque composite et risque économique des pays

L'effet des *spillovers* à l'exportation reste significatif quel que soit le niveau de risque composite ou de risque économique du pays de destination mesuré par l'ICRG (cf. encadré 4 et tableau 5). Toutefois, il apparaît clairement que l'impact des économies d'agglomération à l'exportation est d'autant plus important que le pays de destination est risqué. Le coefficient obtenu est plus de trois fois plus élevé lorsque les pays de destination ont un indice ICRG composite ou économique inférieur à la moyenne (et sont donc plus risqués). L'effet hétérogène des économies d'agglomération à l'exportation se retrouve dans le calcul des effets marginaux : un voisin supplémentaire exportant un produit vers un pays donné augmente la probabilité qu'une firme commence à exporter ce même produit vers ce même pays de 2,27 points de pourcentage lorsqu'il s'agit d'un pays plus risqué que la moyenne, et de 0,59 point lorsque le pays est moins risqué que la moyenne (ICRG compo-

site). Ces chiffres sont respectivement égaux à 2,00 et 0,59 lorsqu'il s'agit de l'indice de risque économique (cf. tableau 8). Ces résultats tendent à montrer que plus le coût d'entrée sur le marché d'un pays étranger est élevé, plus les économies d'agglomération à l'exportation sont importantes. La présence d'autres exportateurs dans la même localité a donc d'autant plus d'effet sur la probabilité de commencer à exporter que le pays est risqué.

Accès à la demande

On pourrait aussi s'attendre à une hétérogénéité de l'impact des *spillovers* à l'exportation suivant l'importance de la demande pondérée du pays de destination (cf. encadré 4 pour le détail du calcul de cet indicateur d'accès au marché). Nos résultats montrent toutefois qu'en ce qui concerne les *spillovers* spécifiques au produit et au pays de destination, tel n'est pas le cas (cf. tableau 6). L'effet des économies d'agglomération est positif et semble légèrement plus élevé pour les pays faciles d'accès (c'est-à-dire ayant une demande forte et/ou des barrières au commerce avec la France faibles), mais la différence avec l'échantillon des pays plus difficiles d'accès n'est pas significative. Ce résultat change lorsque l'on considère les *spillovers* spécifiques au pays uniquement (tous produits confondus). Dans ce cas en effet, le coefficient de la variable d'agglomération est positif et significatif pour

Tableau 4
Spillovers à l'exportation et productivité/taille des entreprises – Modèle logit conditionnel

Variable expliquée : décision d'une firme de commencer à exporter un produit donné vers un pays donné	(1) Tous	Productivité totale des facteurs (PTF)		Emploi	
		(2) ≤ Moyenne	(3) > Moyenne	(4) ≤ Moyenne	(5) > Moyenne
Ln (emploi de la firme)	0,570* (0,075)	0,550* (0,115)	0,623* (0,147)	0,473* (0,089)	0,943* (0,167)
Ln (PTF de la firme)	0,118* (0,035)	0,149* (0,059)	0,177** (0,074)	0,162* (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* (0,013)	0,176* (0,019)	0,168* (0,020)	0,173* (0,018)	0,175* (0,017)
Nombre de firmes dans la zone d'emploi - même produit - destination	0,051* (0,009)	0,047* (0,013)	0,060* (0,016)	0,051* (0,010)	0,048* (0,016)
Effet fixe année	oui	oui	oui	oui	oui
Effet fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui	oui
Observations	645 268	293 866	259 999	345 415	269 893
R ²	0,09	0,09	0,11	0,10	0,09

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses. *, ** et *** indiquent une significativité à 1 %, 5 % et 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.
Champ : entreprises industrielles françaises exportatrices et mono-établissement. France continentale.
Source : Douanes, BACI et EAE.

les firmes exportant vers les pays plus difficiles d'accès et non significatif pour les flux d'exportation 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 pensons que cette différence de résultat peut être liée à l'effet de la concurrence : si les autres exportateurs situés dans la même zone d'emploi sont sources d'externalités positives, ils représentent également davantage de concurrence potentielle. Mais cet effet concu-

Tableau 5
Spillovers à l'exportation et risque pays – Modèle logit conditionnel

Variable expliquée : décision d'une firme de commencer à exporter un produit donné vers un pays donné	(1) Tous	Indice ICRG de risque composite		Indice ICRG de risque économique	
		(2) ≤ Moyenne pays risqué	(3) > Moyenne pays peu risqué	(4) ≤ Moyenne pays risqué	(5) > Moyenne pays peu risqué
Ln (emploi de la firme)	0,572* (0,076)	0,594* (0,085)	0,552* (0,096)	0,537* (0,081)	0,555* (0,096)
Ln (PTF de la firme)	0,123* (0,035)	0,028 (0,042)	0,202* (0,045)	0,034 (0,039)	0,200* (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* (0,013)	0,253* (0,017)	0,090* (0,027)	0,198* (0,016)	0,183* (0,026)
Nombre de firmes dans la zone d'emploi - même produit - destination	0,048* (0,010)	0,108* (0,026)	0,028* (0,008)	0,095* (0,029)	0,028* (0,008)
Effet fixe année	oui	oui	oui	oui	oui
Effet fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui	oui
Observations	616 945	244 067	333 304	245 710	321 489
R ²	0,09	0,10	0,09	0,10	0,10

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses. *, ** et *** indiquent une significativité à 1 %, 5 % et 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.
Champ : entreprises industrielles françaises exportatrices et mono-établissement. France continentale.
Source : Douanes, BACI et EAE.

Tableau 6
Spillovers à l'exportation et facilité d'accès au marché – Modèle logit conditionnel

Variable expliquée : décision d'une firme de commencer à exporter un produit donné vers un pays donné	(1) Tous	Facilité d'accès au marché				
		(2) ≤ Moyenne	(3) > Moyenne	(4) Tous	(5) ≤ Moyenne	(6) > Moyenne
Ln Emploi _{it}	0,570* (0,075)	0,602* (0,084)	0,522* (0,093)	0,570* (0,075)	0,603* (0,085)	0,522* (0,093)
Ln TFP _{it}	0,118* (0,035)	0,114* (0,038)	0,131* (0,044)	0,119* (0,035)	0,115* (0,038)	0,131* (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 _{pit}	0,175* (0,013)	0,148* (0,014)	0,273* (0,037)	0,173* (0,013)	0,145* (0,014)	0,272* (0,036)
Nombre de firmes dans la ZE - même produit - destination	0,051* (0,009)	0,044** (0,020)	0,048* (0,010)			
Nombre de firmes dans la ZE - tous produits - même destination				0,008* (0,003)	0,015* (0,003)	0,004 (0,004)
Effet fixe année	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Effet fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Observations	645 156	319 344	301 006	645 156	319 344	301 006
R ²	0,09	0,09	0,10	0,09	0,09	0,10

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses. *, ** et *** indiquent une significativité à 1 %, 5 % et 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.
Champ : entreprises industrielles françaises exportatrices et mono-établissement. France continentale.
Source : Douanes, BACI et EAE.

rence est probablement moins fort dans le cas où les firmes n'exportent pas le même produit. Ainsi, lorsque l'on considère les entreprises exportant le même produit vers le même pays, la concurrence qui s'exerce entre elles tend à compenser, lorsque la demande pondérée du pays de destination est faible, les économies d'agglomération dont elles pourraient bénéficier. Cela expliquerait pourquoi l'effet de la variable de *spillovers* spécifique au produit et au pays de destination n'est significatif qu'à 5 % pour les pays dont la demande pondérée est inférieure à la moyenne et que la taille du coefficient est très semblable pour les deux sous-échantillons (cf. colonnes (2) et (3) du tableau 6). Lorsque l'on considère dans la variable de *spillovers* les entreprises exportant vers le même pays, quel que soit le produit, l'effet concurrence serait moindre, ce qui expliquerait que nous trouvions au contraire un impact positif de cette variable d'autant plus fort que la demande pondérée du pays de destination est faible (cf. colonnes (5) et (6) du tableau 6).

Ces résultats mettent ainsi en évidence un effet hétérogène des économies d'agglomération à l'exportation en fonction de la taille de la demande du pays de destination, la nature de cette hétérogénéité dépendant de la spécificité des *spillovers* considérés.

Coût et temps d'exportation

Dans un dernier temps, nous étudions l'hétérogénéité de l'impact des économies d'agglomération selon la lourdeur des formalités à l'importation imposées par le pays partenaire. Le coût d'exportation vers les différents pays de destination est mesuré par le nombre de documents à remplir entre la signature du contrat et la livraison, et par le nombre de jours entre l'arrivée du cargo au port et la livraison de la marchandise au dépôt de l'importateur. Ces deux mesures (*import doc* et *import time*) sont tirées de la base « Doing business » (cf. encadré 4). L'effet des économies d'agglomération à l'exportation apparaît plus important pour les firmes exportant vers un pays pour lequel les coûts à l'exportation en termes de documents et de temps sont plus élevés que la moyenne (cf. tableau 7). Un voisin supplémentaire exportant un produit vers un pays donné augmente la probabilité qu'une firme commence à exporter ce même produit vers ce même pays de 1,95 point de pourcentage lorsqu'il s'agit d'un pays où les formalités en termes de documents sont plus élevées que la moyenne, et de 0,69 point lorsque ces formalités sont moins lourdes que la moyenne. Ces chiffres sont respectivement de 2,10 et 0,69 lorsque l'on s'intéresse au coût à l'exportation en termes de jours (cf. tableau 8).

Tableau 7
Spillovers à l'exportation et coût à l'exportation – Modèle logit conditionnel

Variable expliquée : décision d'une firme de commencer à exporter un produit donné vers un pays donné	Coût à l'export en termes de documents			Coût à l'export en termes de temps	
	(1) Tous	(2) ≤ Moyenne	(3) > Moyenne	(4) ≤ Moyenne	(5) > Moyenne
Ln Emploi _{it}	0,566* (0,075)	0,553* (0,093)	0,578* (0,080)	0,555* (0,098)	0,580* (0,077)
Ln PTF _{it}	0,118* (0,036)	0,185* (0,044)	0,052 (0,040)	0,186* (0,046)	0,040 (0,038)
Ln Emploi Total ZE _{it}	0,740 (0,595)	0,662 (0,697)	0,817 (0,786)	0,425 (0,737)	1,112*** (0,659)
Ln Importations _{ijt}	0,188* (0,014)	0,154* (0,026)	0,194* (0,016)	0,142* (0,027)	0,200* (0,017)
Nombre de firmes dans la ZE - même produit - destination	0,049* (0,010)	0,033* (0,008)	0,093* (0,019)	0,030* (0,008)	0,100* (0,021)
Effet fixe année	oui	oui	oui	oui	oui
Effet fixe firme-produit-pays	oui	oui	oui	oui	oui
Observations	620 471	321 897	298 574	342 382	278 089
R ²	0,09	0,09	0,09	0,09	0,10

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses. *, ** et *** indiquent une significativité à 1 %, 5 % et 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.
Champ : entreprises industrielles françaises exportatrices et mono-établissement. France continentale.
Source : Douanes, BACI et EAE.

Tableau 8
Impact des *spillovers* produit-pays

(En point de %)

	Tous	≤ Moyenne	> Moyenne
Productivité totale des facteurs (PTF)	1,07	0,99	1,26
Emploi	1,07	1,07	1,01
Indice ICRG de risque composite	1,01	2,27	0,59
Indice ICRG de risque économique	1,01	2,00	0,59
Demande pondérée	1,07	0,92	1,28
Coût à l'exportation en termes de documents	1,03	0,69	1,95
Coût à l'exportation en termes de temps	1,03	0,69	2,10

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

Champ : entreprises industrielles françaises exportatrices et mono-établissement. France continentale.

Source : Douanes et EAE.

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.

* *
*

Au final, il semble donc que l'impact des externalités à l'exportation ne diffère pas significati-

vement 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. □

BIBLIOGRAPHIE

Aitken B., Hanson G. H. et Harrison A. E. (1997), « Spillovers, foreign investment, and export behavior », *Journal of International Economics*, vol. 43, n° 1-2, pp. 103-132.

Anderson J. et van Wincoop E. (2003), « Gravity with gravitas : a solution to the border puzzle », *American Economic Review*, vol. 93, n° 1, pp. 170-192.

Artus P. et Fontagné L. (2006), « Évolution récente du commerce extérieur français », rapport du Conseil d'analyse économique n° 64.

Baldwin R., Forslid R., Martin P., Ottaviano G. et Robert-Nicoud F. (2003), *Economic Geography and Public Policy*, Princeton University Press, Princeton.

Barrios S., Görg H. et Strobl E. (2003), « Explaining Firms' Export Behaviour : R&D, Spillovers and the Destination Market », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 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, n° 5, pp. 601-638.

Bernard A. et J. B. Jensen (2004), « Why Do Some Firms Export », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, n° 2, pp. 561-569.

Bernard A. et Jensen J. B. (1999), « Exceptional Exporter Performance : cause, effect or both ? », *Journal of International Economics*, vol. 47, n° 1, pp. 1-25.

Briant A., Combes P.-P. et Lafourcade M. (2009), « Product Complexity, Quality of Institutions and the Pro-Trade Effect of Immigrants », *PSE Working Paper* n° 2009-6, également *CEPR Discussion Paper* n° 7192.

Combes, P.-P., Magnac T. et Robin J.-M. (2004), « The Dynamics of Local Employment in France », *Journal of Urban Economics*, vol. 56, n° 2, pp. 217-243.

Fontagné L. et G. Gaulier (2008), « Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne », rapport du Conseil d'analyse économique n° 81.

Gaulier G. et Zignago S. (2009), « BACI : A World Database of International Trade at the Product-level, 1995-2004 version », *CEPII working paper*.

Greenaway D. et Kneller R. (2008), « Exporting, Productivity and Agglomeration », *European Economic Review*, vol. 52, n° 5, pp. 919-939.

Greenaway D., Sousa N. et Wakelin K. (2004), « Do Domestic Firms Learn to Export from Multinationals ? », *European Journal of Political Economy*, vol. 20, n° 4, pp. 1027-1043.

Griliches, Z. et Mairesse, J. (1995), « Production functions : the search for identification », *NBER Working paper* n° 5067.

Head K. et Ries J. (2001), « Overseas Investment and Firm Exports », *Review of International Economics*, vol. 9, n° 1, pp. 108-22.

Kneller R., Pisu M. (2007), « Industrial Linkages and Export Spillovers from FDI », *The World Economy*, vol. 30, n° 1, pp. 105-134.

Koenig P. (2009), « Agglomeration and the Export Decisions of French Firms », *Journal of Urban Economics*, vol. 66, n° 3, pp. 186-195.

Koenig P., Mayneris F. et Poncet S. (2010), « Local Export Spillovers in France », *European Economic Review*, à paraître.

Krautheim, S. (2009), « Gravity and information : heterogenous firms. exporter networks and the 'distance puzzle' », EUI miméo.

Martin P., Mayer T. et Mayneris F. (2008), « Spatial Concentration and firm-level productivity in France », *CEPR Discussion Paper* n° 6858.

Melitz M. et Ottaviano G.I.P. (2008), « Market size, Trade and Productivity », *The Review of Economic Studies*, vol. 75, n° 1, pp. 295-316.

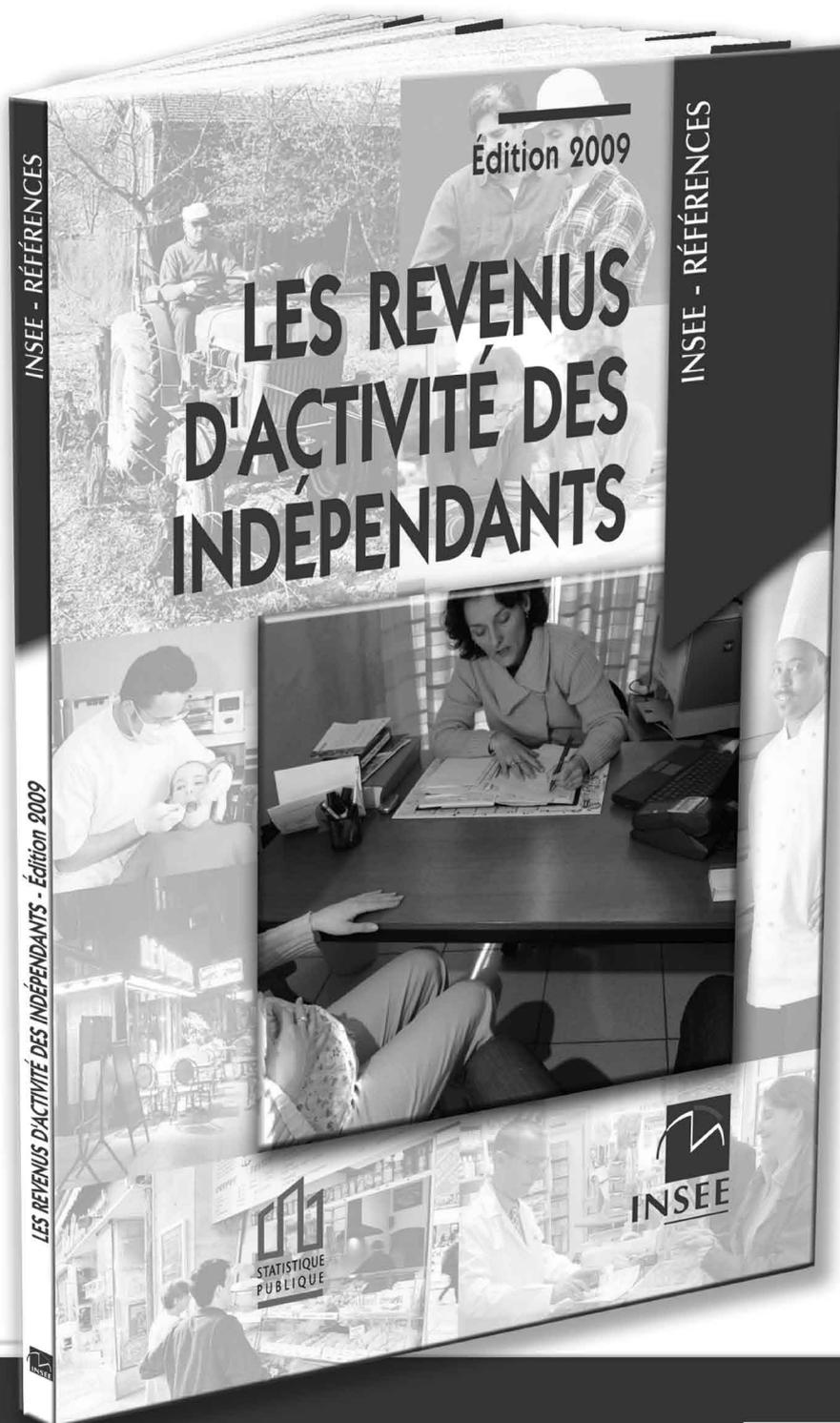
Moulton B. R. (1990), « An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Unit », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, n° 2, pp. 334-338.

Rauch J. E. (2001), « Business and social networks in international trade », *Journal of Economic Literature*, vol. 39, n° 4, pp. 1177-1203.

Redding S. et Venables A. J. (2004), « Economic geography and international inequality », *Journal of International Economics*, vol. 62, n° 1, pp. 53-82.

Train K. (2003), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.

À propos des non-salariés



> Cinq dossiers sur :

- les différences de revenus des non-salariés hommes/femmes,
- les pluri-actifs,
- les non-salariés pluri-actifs permanents,
- les médecins libéraux,
- le poids des subventions dans le revenu des agriculteurs.

En vente dans les librairies,
par correspondance et sur www.insee.fr

16,50 € - Collection Insee-Références


INSEE