

Effet frontière, intégration économique et 'forteresse europe'

Keith Head, Thierry Mayer

► **To cite this version:**

Keith Head, Thierry Mayer. Effet frontière, intégration économique et 'forteresse europe'. Economie et Prévision, Minefi - Direction de la prévision, 2002, pp.71-92. hal-01017588

HAL Id: hal-01017588

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-01017588>

Submitted on 2 Jul 2014

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.

EFFET FRONTIÈRE, INTÉGRATION ÉCONOMIQUE ET “FORTERESSE EUROPE”

Keith Head et Thierry Mayer

La Doc. française | *Economie & prévision*

2002/1 - n° 152-153
pages 71 à 92

ISSN 0249-4744

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2002-1-page-71.htm>

Pour citer cet article :

Head Keith et Mayer Thierry , « Effet frontière, intégration économique et “Forteresse Europe” » ,
Economie & prévision, 2002/1 n° 152-153, p. 71-92.

Distribution électronique Cairn.info pour La Doc. française.

© La Doc. française. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Effet frontière, intégration économique et "Forteresse Europe"

Keith Head^(*)

Thierry Mayer^(**)

Nous utilisons la méthodologie des effets frontières pour étudier les fondements empiriques des inquiétudes liées à la construction d'une "Forteresse Europe". Nous étudions dans quelle mesure les importations en provenance des Etats-Unis et du Japon d'un pays européen représentatif ont été réellement soumises à des contraintes plus importantes que les importations en provenance d'autres pays européens en prenant le commerce intra-national comme niveau de référence. Nos résultats font état d'une augmentation relativement importante de la difficulté d'accès au marché européen pour les producteurs japonais et américains au cours des années 80. Cette évolution contraste assez nettement avec la baisse graduelle des effets frontières à l'intérieur de l'Union Européenne. Le mouvement d'intégration européen a suscité de nombreuses craintes de la part des pays tiers. La principale de ces craintes était de voir le retrait des dernières barrières aux échanges entre pays européens se faire aux prix d'une restriction de l'accès au marché unique pour les producteurs extérieurs à l'Union. Ces inquiétudes liées à la construction d'une "Forteresse Europe" étaient particulièrement fortes chez les autorités japonaises et américaines pendant le processus de passage au marché unique.

(*) Faculty of Commerce, University of British Columbia.

Email: keith.head@ubc.ca

(**)TEAM, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne et CNRS, CEPIL, CERAS (Ecole Nationale des Ponts et Chaussées) et CEPR.

Email: tmayer@univ-paris1.fr

Cet article s'intègre dans un programme de recherche subventionné par le Commissariat Général du Plan, (convention n°5-2000). Les auteurs tiennent à remercier le rapporteur anonyme de la revue dont les remarques ont particulièrement contribué à améliorer la portée et la clarté de l'article.

Un courant récent de la littérature empirique en commerce international a fait état d'un constat allant à l'encontre de beaucoup d'idées reçues sur le niveau d'intégration économique des grandes nations industrielles : malgré les mouvements de régionalisation et de libéralisation multilatérale du commerce international, l'existence de frontières politiques représente toujours une source importante de réduction des flux commerciaux. Ceci est vrai pour les échanges entre les pays de l'OCDE de manière générale (Wei, 1996 ; Helliwell, 1997) mais également à l'intérieur des zones dans lesquelles les barrières aux échanges formelles sont très faibles depuis de nombreuses années : entre les États-Unis et le Canada (McCallum, 1995 et Helliwell, 1996) ou encore à l'intérieur de l'Union Européenne (Head et Mayer, 2000 et Nitsch, 2000). On peut résumer les résultats de l'ensemble de ces travaux en paraphrasant McCallum (1995) : "les frontières nationales comptent".

Nous présentons ici la méthodologie d'estimation de ces "effets frontières", les fondements théoriques des relations estimées, les différents problèmes techniques associés à ces estimations et une application empirique au commerce des pays de l'Union Européenne. La première contribution de cette littérature est due à John McCallum qui utilise un modèle de gravité pour estimer les déterminants des échanges entre les provinces canadiennes et les États américains. Il existe un grand nombre de travaux (voir Leamer et Levinsohn, 1995) utilisant le modèle de gravité pour mesurer l'impact des accords préférentiels de commerce. L'effet de l'intégration économique est alors interprété en termes de surplus de commerce entre les pays membres de la zone de commerce préférentiel par rapport aux prédictions de l'équation de gravité. McCallum (1995) s'inspire de ces travaux en les appliquant au commerce entre régions intra-nationales afin de mesurer l'impact de l'appartenance des régions à un même pays sur les flux de commerce. L'effet frontière qu'il trouve représente donc une mesure de l'intégration économique des provinces canadiennes qui a pour effet de développer le commerce entre elles par rapport aux échanges qu'elles ont avec des régions appartenant à un autre pays, les États-Unis. Réciproquement, cet effet frontière constitue une mesure de la fragmentation du marché nord-américain.

De la même manière, l'effet frontière qui existe dans le commerce entre nations européennes représente une mesure de la fragmentation du marché européen puisqu'il représente un accès plus difficile des producteurs étrangers à chaque marché national. De plus, si un pays européen a un effet frontière moins prononcé vis-à-vis d'un autre pays européen que vis-à-vis d'un pays non membre de l'Union, la différence entre les deux effets frontières nous donne une indication de l'impact de l'intégration économique européenne sur le commerce.

L'effet frontière peut dès lors être considéré comme une nouvelle mesure de l'intégration économique prenant comme niveau de référence le volume du commerce à l'intérieur des frontières nationales. Plus les flux internationaux seront proches de ce niveau de référence, plus les pays en question seront intégrés. La partie empirique de notre travail se propose d'étudier l'intégration économique européenne par rapport aux deux grands partenaires de l'Union que sont les États-Unis et le Japon en utilisant la méthodologie des effets frontières.

Le mouvement d'intégration européen a suscité de nombreuses craintes de la part des pays tiers. La principale crainte était de voir le retrait des dernières barrières aux échanges entre pays européens se faire au prix d'une restriction de l'accès au marché unique pour les producteurs extérieurs à l'Union. Ces inquiétudes liées à la construction d'une "Forteresse Europe" étaient particulièrement fortes chez les autorités japonaises et américaines pendant le processus de passage au marché unique.

La méthodologie des effets frontières nous sert à étudier les fondements empiriques de ces inquiétudes. Nous étudions dans quelle mesure les importations en provenance des États-Unis et du Japon d'un pays européen représentatif étaient réellement soumises à des barrières plus importantes que les importations en provenance d'autres pays européens. Notre étude couvre la période 1976 - 1995 et porte sur environ 100 secteurs. Nos résultats font état d'une réelle et importante augmentation de la difficulté d'accès au marché européen pour les producteurs japonais et américains au milieu des années 80. Cette évolution contraste très nettement avec la baisse graduelle des effets frontières à l'intérieur de l'Union Européenne. Nous montrons également qu'il existe des variations très importantes selon les secteurs du différentiel d'effets frontière entre le commerce intra-européen et les importations en provenance du Japon et des États-Unis.

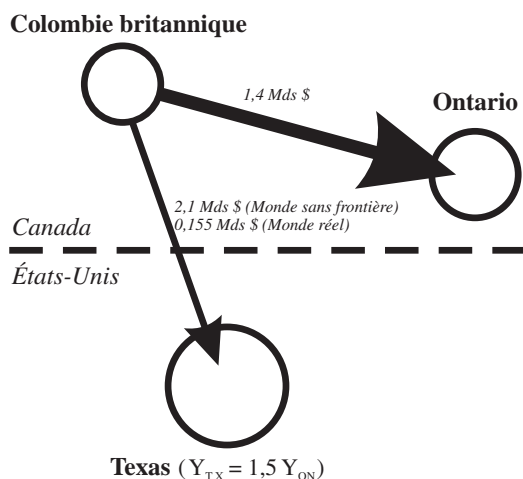
Le reste de l'article est structuré comme suit : dans la première partie nous détaillons la méthodologie initiale et les principales contributions de cette littérature. La deuxième partie rattache cette méthodologie à un cadre théorique précis qui permet d'obtenir une équation directement estimable pour l'application empirique. Dans la troisième partie nous nous attachons à présenter en détail les problèmes méthodologiques liés à la mesure de la distance intra-nationale et internationale. Nous étudions en particulier l'impact des différentes méthodes de mesure de la distance sur l'estimation des effets frontières. Une application empirique estimant les effets frontières des pays européens vis-à-vis des autres pays de l'Union mais également des États-Unis et du Japon fait l'objet de la quatrième partie. Enfin, la dernière partie conclut et fournit des nouvelles pistes de recherche.

L'effet frontière : une mesure des barrières aux échanges entre les pays

Les premières études

L'importance empirique de l'effet frontière a été identifiée pour la première fois sur le commerce entre les provinces canadiennes et les États américains par McCallum (1995) : en 1988, une province canadienne commerçait en moyenne 20 fois plus avec une autre province canadienne qu'avec un État américain de taille équivalente et situé à la même distance. Cet ordre de grandeur provient d'une mesure du "surplus de commerce" entre provinces canadiennes par rapport aux prédictions d'un modèle de gravité. Le modèle de gravité⁽¹⁾ prédit que les exportations d'une région i vers deux autres régions j et k de tailles équivalentes et situées à une même distance de i devraient être égales. Or les résultats de McCallum (1995) montrent que si j appartient au même pays que i alors que k appartient à un pays différent, les échanges entre i et j sont beaucoup plus importants que les échanges entre i et k . McCallum fournit un exemple concret de ce surplus de commerce que nous avons représenté dans la figure 1. Cette figure représente schématiquement les "exportations" de la Colombie Britannique en direction de l'Ontario d'une part et du Texas d'autre part. Le Texas a un PIB représentant une fois et demie celui de l'Ontario. On s'attendrait donc, dans un monde où les frontières ne compteraient pas, à ce que les exportations de la Colombie Britannique à destination du Texas soient une fois et demie plus importantes que les exportations à destination de l'Ontario. En réalité, les flux de Colombie Britannique vers l'Ontario sont à peu près dix fois plus importants que vers le Texas : le fait de passer une frontière a un impact fortement négatif sur les volumes de commerce.

Figure 1 : illustration de l'effet frontière



Cet article a eu un écho relativement important car il allait contre l'idée reçue que le Canada et les États-Unis étaient fortement intégrés⁽²⁾. Les droits de douane entre les deux pays étaient en particulier déjà très bas et la période étudiée se caractérisait par un retrait graduel de ces barrières sous les auspices de l'accord de libre-échange signé en 1988. En outre, on aurait pu penser que les caractéristiques spécifiques de la géographie économique canadienne, avec 85% de la population vivant à moins de 160 kilomètres de la frontière avec les États-Unis et l'existence de barrières au commerce *interprovincial* auraient eu tendance à donner un effet frontière très bas, voire même une préférence pour les produits américains.

McCallum (1995) et Helliwell (1996) ont pu estimer l'importance de "l'union économique canadienne" grâce à la disponibilité de données de commerce entre provinces comparables aux données internationales. Comment peut-on estimer les effets frontières lorsque de telles données ne sont pas disponibles ?

La méthodologie en l'absence de statistiques de flux intra-nationaux

McCallum (1995) utilise, pour son étude, des données de flux bilatéraux entre les différentes provinces canadiennes et entre chacune de ces provinces et chaque État américain. Ces données sont construites par Statistics Canada. De telles données sont extrêmement rares et il n'existe en particulier pas de données équivalentes pour l'Union Européenne ou l'ensemble des pays de l'OCDE. Ce dont nous disposons habituellement en termes de données de commerce concerne les flux bilatéraux *internationaux*. Wei (1996) a proposé une méthodologie permettant de se passer de données de commerce intra-nationales. En effet, pour calculer l'effet frontière d'un pays, il suffit de comparer son "commerce intérieur" au commerce qu'il entretient avec les pays partenaires, à taille et distance égales. Or ce commerce intérieur peut en fait être calculé pour chaque secteur comme étant la production totale du pays de laquelle on retire le total des exportations en direction de pays étrangers.

Les estimations de Wei (1996) concernant l'effet frontière d'un pays membre de l'OCDE représentatif sur la période 1982-1994 est d'à peu près 10 dans l'équation de gravité traditionnelle et tombe à 2,6 avec l'introduction d'une variable de langue commune. Helliwell (1997) reprend ces données en séparant plus efficacement l'effet frontière de l'effet d'une langue commune et trouve un effet frontière de 12,7 pour l'année 1990. En ce qui concerne la communauté européenne, les résultats d'Helliwell (1997) impliquent un rapport du commerce interne sur importations en provenance d'un autre pays européen de 8,4 pour cette même année 1990. De plus, Wei observe une réduction de moitié de l'effet frontière à l'intérieur de la communauté entre 1982 et 1994. Nitsch (2000) s'intéresse également aux effets

frontières à l'intérieur de l'Europe et utilise des données d'Eurostat, ce qui lui permet d'inclure trois nouveaux pays. Il utilise également une mesure différente de la distance interne et obtient, selon la spécification, des effets frontières entre 2,5 et 16. Un des problèmes de toutes ces études est qu'elles ne comportent aucun détail sectoriel.

Nous avons appliqué cette méthodologie à un niveau sectoriel relativement fin pour l'Union Européenne (Head et Mayer, 2000) afin de mesurer sur la période 1976-1995 le degré de fragmentation des différents secteurs en Europe et voir dans quelle mesure le passage au marché unique pouvait expliquer l'évolution de cette fragmentation. Les effets frontières pour l'Europe que nous avons mesurés sont très importants : à tailles et distances équivalentes, deux régions d'un même pays échangeaient 20 fois plus que deux régions de pays différents à la fin des années 70, 10 fois plus au début des années 90. Nous avons également pu identifier des différences très importantes d'effets frontières entre les secteurs compris dans l'échantillon (autour d'une centaine de secteurs).

Nous avons proposé deux types d'explications au degré de fragmentation observé dans les différents secteurs : les entraves aux échanges "formelles" (les barrières non-tarifaires qui subsistaient en Europe avant le marché unique) et les différences de préférences entre les consommateurs originaires de différents pays (le "biais domestique" des consommateurs). Il est apparu que le degré de fragmentation des marchés et son évolution ne pouvaient *pas* être expliqués par le niveau des barrières non-tarifaires avant le passage au marché unique. En revanche, le fait que l'effet négatif des frontières soit plus marqué dans les secteurs dont les produits font l'objet d'une consommation finale semble indiquer une certaine pertinence de l'explication par le biais domestique des consommateurs.

Avantages de la méthodologie des effets frontières

La méthodologie des effets frontières présente certains avantages par rapport à d'autres méthodes de mesure des barrières aux échanges et de l'intégration économique. Ces avantages paraissent particulièrement importants pour le cas qui nous intéresse : l'éventuelle augmentation des barrières aux échanges vis-à-vis des États-Unis et du Japon lors du passage au marché unique (la "Forteresse Europe").

Notons d'abord que l'article 24 du GATT requiert que les blocs commerciaux régionaux n'augmentent pas leur barrières aux échanges à l'égard des pays tiers. De plus, l'Europe ne pouvait pas, lors du passage au

marché unique, dépasser les niveaux plafonds des tarifs extérieurs communs approuvés lors du Kennedy round et du Tokyo round. Dès lors, un effet "Forteresse Europe" ne pouvait se manifester de manière significative que sous la forme d'un accroissement des barrières non-tarifaires. Pour avoir un impact significatif sans déclencher de protestation trop forte des partenaires commerciaux, ces barrières non-tarifaires devaient prendre majoritairement une forme "discrète" : restrictions volontaires aux exportations, renforcement des règles anti-*dumping* et de leur condition d'application, réglementations sanitaires et en termes de sécurité plus sévères et défavorables aux producteurs des pays non-membres... Toutes ces mesures de protection déguisée sont par définition difficiles à détecter et se prêtent donc difficilement à l'analyse empirique. Notre méthodologie constitue néanmoins une bonne approche pour *mesurer l'impact d'ensemble* de toutes ces mesures car elle s'intéresse à la déviation du commerce par rapport à une référence où l'intégration est complète.

De plus, la méthodologie des effets frontières est plus efficace, pour la détection des *variations* de ces barrières aux échanges, que l'approche usuelle de mesure des effets des accord régionaux sur le commerce. Cette approche, dont on peut trouver un exemple chez Frankel *et alii* (1995), utilise l'équation de gravité standard comme norme de commerce bilatéral. Les auteurs rajoutent ensuite des variables *dummy* pour les observations de flux à l'intérieur d'un bloc régional. La difficulté principale de cette approche tient à l'interprétation du coefficient obtenu. Supposons que le coefficient sur une *dummy* Union européenne augmente dans le temps. Cette hausse du commerce à l'intérieur de la région par rapport au commerce en provenance du reste du monde peut avoir deux explications. La première tient à la réduction des barrières au commerce interne favorisant le développement des échanges à l'intérieur de la zone. La deuxième explication peut tenir à l'*augmentation* des barrières aux importations en provenance des pays tiers qui viendrait se rajouter (ou se substituer) à la baisse des barrières internes. Notre effet frontière sépare économétriquement ces deux effets. Une baisse de l'effet frontière à l'égard des autres pays européens correspondra à une réduction des barrières aux échanges intra-communautaires. Les évolutions des effets frontières vis-à-vis des États-Unis et du Japon refléteront l'évolution de l'accès des producteurs de ces deux pays au marché européen et donc les barrières aux échanges vis-à-vis de ces pays.

Les fondements théoriques

Nous décrivons dans cette section les fondements théoriques de l'estimation des effets frontières. Cette modélisation est issue du modèle de concurrence monopolistique de type Dixit-Stiglitz-Krugman (Dixit et Stiglitz, 1977 ; Krugman, 1980), légèrement modifié pour y incorporer une composante d'origine géographique des produits dans les préférences des consommateurs. Nous nous attachons de plus à fournir une équation *directement estimable* à partir de ce modèle.

Les consommateurs

L'utilité du consommateur représentatif du pays i dépend de la quantité consommée de chaque variété h produite dans chaque pays j . Toutes les variétés sont différenciées mais les variétés d'un même pays font l'objet de la même pondération dans la fonction d'utilité. En notant la quantité consommée c et les préférences a , la fonction d'utilité à élasticité de substitution constante (CES) est :

$$U_i = \left(\sum_{j=1}^N \sum_{h=1}^{n_j} (a_{ij} c_{ijh})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

En notant m_{ij} la valeur CAF des importations du pays i en provenance du pays j ($m_{ij} = c_{ij} p_{ij}$) et $m_i = \sum_k m_{ik}$

les dépenses du pays i sur le bien différencié provenant de tous les pays (y compris i), on obtient l'équation suivante pour les importations bilatérales :

$$(1) \quad m_{ij} = \frac{a_{ij}^{\sigma-1} n_j p_{ij}^{1-\sigma}}{\sum_k a_{ik}^{\sigma-1} n_k p_{ik}^{1-\sigma}} m_i$$

Le numérateur de (1) relie le flux bilatéral à la taille de la demande exprimée par le pays i (m_i), à la taille du secteur dans le pays j (n_j), à la préférence bilatérale (a_{ij}) et au prix "livré" (p_{ij} , composé du prix "sortie d'usine" p_i auquel s'ajoute un coût de transaction internationale de type iceberg pris en charge par le consommateur). Il reste deux problèmes principaux avant d'obtenir une équation estimable. D'abord, il faut se débarrasser du dénominateur de (1) dont l'estimation se révèle problématique. Une spécification pratique à cet égard consiste à ramener tous les flux bilatéraux en direction d'un pays aux flux internes de ce pays :

$$(2) \quad \frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \left(\frac{a_{ij}}{a_{ii}} \right)^{\sigma-1} \left(\frac{p_{ij}}{p_{ii}} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{n_j}{n_i} \right)$$

On note que les n_j de l'équation des importations bilatérales représentent le nombre de variétés

produites dans chaque pays. Cette information n'est pas observée. Nous disposons en revanche de données de valeur de la production. Le comportement des producteurs dans ce type de modèle nous permet de trouver une correspondance entre les deux types de variables.

Les producteurs

Les coûts de différenciation des variétés sont supposés suffisamment faibles pour que chaque variété ne soit produite que par une seule firme. Le bien en question est soumis à des rendements croissants avec une technologie commune à tous les pays. On suppose que le travail est le seul facteur de production. La quantité de travail nécessaire dans le pays j pour produire une quantité q_j d'une variété représentative est :

$$l_j = F + \gamma q_j$$

On note F la partie fixe de l_j à l'origine des rendements croissants et γ le coefficient d'*input* unitaire. Le profit de la firme productrice de cette variété représentative du pays j est :

$$\pi_j = p_j q_j - w_j (F + \gamma q_j)$$

w_j représentant le taux de salaire en vigueur dans le pays j . Dans ce modèle de concurrence monopolistique, les firmes négligent leur impact sur le niveau global des prix et la condition de premier ordre donne la traditionnelle marge constante par rapport au coût marginal de production :

$$p_j = \frac{\sigma}{\sigma-1} \gamma w_j$$

Toutes les variétés produites dans le pays j ont donc le même prix (hors coûts de transport). On trouve alors facilement la quantité d'équilibre de chaque firme, résultant de la libre entrée des firmes et des profits nuls à l'équilibre :

$$q_j = \frac{F(\sigma-1)}{\gamma}$$

Dès lors, si tous les pays partagent la même technologie, les productions individuelles sont identiques à l'équilibre dans tous les pays et on a donc $q_j \equiv q, \forall j=1..N$. En notant v_j la valeur de la production du pays j , la quantité produite par chaque firme q , et le prix à la production de chaque variété p_j , on obtient $v_j = qp_j n_j$.

Une spécification estimable

La dernière étape consiste à spécifier les formes fonctionnelles que prennent les prix livrés (p_{ij}) et les préférences (a_{ij}). On suppose que le prix livré est une fonction du prix sortie d'usine (p_j), de la distance (d_{ij}) et du niveau de protection du pays i , modélisé ici comme un taux de protection *ad valorem* qui varie

selon que le pays d'origine est un pays de l'Union ou un pays tiers. Nous avons donc $p_{ij} \equiv (\exp[\eta E_{ij} + \phi F_{ij}]) d_{ij}^{\delta} p_j$,

E_{ij} étant une variable *dummy* égale à 1 lorsque $i \neq j$ et j appartient à l'Union. F_{ij} est une variable *dummy* égale à 1 lorsque $i \neq j$ et j n'appartient pas à l'Union⁽³⁾.

On suppose une structure très simple des préférences des consommateurs. Elles sont composées d'un élément aléatoire, e_{ij} , et d'une préférence systématique pour les biens produits dans le pays de résidence, notée β . De plus, le fait que les deux pays partagent une même langue est supposé tempérer ce biais domestique. Nous obtenons alors :

$$a_{ij} \equiv \exp[e_{ij} - (\beta - \lambda L_{ij})(E_{ij} + F_{ij})]$$

L_{ij} étant égale à 1 pour les combinaisons de pays partageant une même langue et 0 pour les autres combinaisons. Lorsque L_{ij} passe de 0 à 1, le biais domestique passe de β à $\beta - \lambda$.

En remplaçant dans (2) les différentes expressions pour le nombre de variétés, les prix livrés et les préférences bilatérales, nous obtenons finalement l'équation estimable suivante⁽⁴⁾ :

$$(3) \ln \left(\frac{m_{ij}}{m_{ii}} \right) = \ln \left(\frac{v_j}{v_i} \right) - (\sigma - 1) \delta \ln \left(\frac{d_{ij}}{d_{ii}} \right) - \sigma \ln \left(\frac{p_j}{p_i} \right) - (\sigma - 1)[\beta + \eta] - (\sigma - 1)[\phi - \eta] F_{ij} + (\sigma - 1) \lambda L_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

avec $\varepsilon_{ij} = (\sigma - 1)(e_{ij} - e_{ii})$. Les termes d'erreurs seront par conséquent corrélés pour un même importateur i . Nous tenons compte de cette corrélation dans l'estimation des écarts type dans la partie économétrique de notre travail.

La constante de cette équation traduit l'effet frontière du commerce international *intra-européen*. Elle est composée à la fois du niveau de protection du pays importateur (η) et du biais domestique des consommateurs (β). Le coefficient de la variable *dummy* F_{ij} indique le biais supplémentaire que doivent supporter les producteurs des pays tiers pour pénétrer le marché d'un pays de l'Union.

La mesure de la distance

Dans le cadre d'un modèle de gravité, la première explication du fait que les consommateurs d'un pays ont une forte préférence pour les producteurs nationaux tient au fait que ces producteurs sont plus proches. L'effet frontière est une méthodologie qui tente précisément de neutraliser cet effet, en raisonnant "à distance égale", c'est-à-dire en tenant compte du fait que la distance entre producteurs et consommateurs est, en moyenne, plus faible à l'intérieur des pays qu'entre pays⁽⁵⁾. Toutes choses égales par ailleurs, une surestimation de la distance interne par rapport à la distance internationale a tendance à sous-estimer l'impact négatif de la distance sur les flux de commerce et donc à surestimer l'effet frontière. Ceci ne pose pas de problème particulier chez McCallum (1995) : l'étude étant basée sur des flux entre provinces canadiennes et États américains, il est possible de calculer les distances bilatérales entre chacune de ces unités (indépendamment de sa nationalité) selon la méthode standard⁽⁶⁾. Avec une méthodologie du type de Wei (1996), le problème se complique car on doit calculer la "distance d'un pays par rapport à lui-même" (que nous appellerons distance interne).

Lorsque l'estimation des effets frontières nécessite de disposer d'une mesure de la distance *interne* des pays, les auteurs sont forcés de recourir à la construction de distances internes *ad hoc* et discutables. À titre d'exemple, la méthode de Wei (1996) revient à prendre le quart de la distance entre Paris et Bruxelles (la capitale étrangère la plus proche) comme mesure de la distance interne de la France. Wolf (1997, 2000) préfère prendre la distance entre les deux principales villes d'un État américain comme mesure de la distance interne de cet État. Leamer (1997) propose une mesure de la distance interne qui repose sur une approximation de la distance moyenne entre un producteur et un consommateur à l'intérieur du pays. La méthode consiste à ramener la géographie économique du pays à un disque (de surface égale à la surface réelle du pays) sur lequel les consommateurs sont répartis uniformément. Leamer propose alors de prendre la mesure du rayon de ce disque comme distance interne.

Nous adoptons une méthode différente fondée sur la géographie économique réelle des pays et permettant un calcul intégré des distances internes et externes. Une "bonne" mesure de la distance se doit de prendre explicitement en compte les différentes surfaces des pays et le fait que l'activité économique à l'intérieur des pays est répartie de manière très inégale. Nous proposons une mesure de la distance internationale basée sur les distances *inter-régionales* en pondérant ces distances par les poids respectifs des régions dans l'activité

considérée. Cette méthode a pour objectif de traduire le plus fidèlement possible la réalité de la distance moyenne parcourue par les marchandises. Elle permet de plus de calculer sur le même principe les distances internationales et les distances intra-nationales. Considérons deux pays O et D (les pays d'origine et de destination d'un flux commercial donné), constitués respectivement des régions indexées $i \in O$ et $j \in D$, la formule suivante nous fournit à la fois les distances internationales et intra-nationales :

$$d_{OD} = \sum_{i \in O} \left(\sum_{j \in D} w_j d_{ij} \right) w_i$$

Nous définissons d_{ij} comme la distance entre les centres économiques des régions i et j et w_i comme étant le poids de la région i . Les pondérations w retenues ici sont les populations de chacune des régions (les calculs effectués avec les PIB comme pondération donnent des résultats très similaires).

Il paraît intéressant de comparer les différentes mesures de la distance avec la nôtre, afin de voir en particulier dans quels cas un changement de la méthodologie de calcul de la distance aura une réelle importance. Nous comparons dans la figure 2 notre mesure de la distance avec celles issues des méthodes de Wolf (1997), Wei (1996) et une troisième mesure adaptée de Leamer (1997) et Nitsch (2000) utilisant la méthode de l'aire du disque : si les consommateurs sont répartis uniformément sur le disque et les producteurs sont concentrés au centre, la distance moyenne producteur-consommateur est de

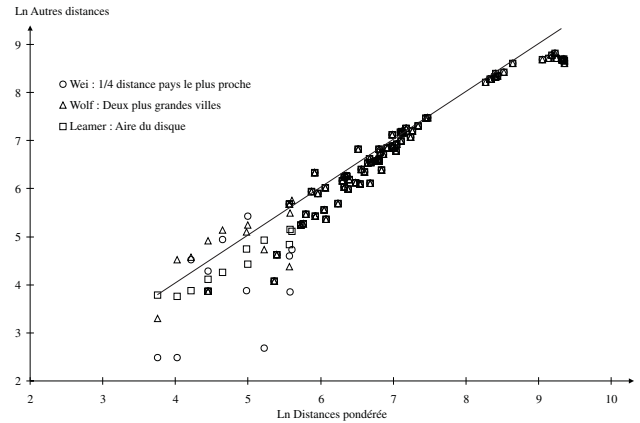
$$d_{ii} = \int_0^R r f(r) dr$$

avec R le rayon du disque et $f(r) = 2r / R^2$ la densité des consommateurs localisés à une distance r du centre. R est donné par la racine carrée de la surface, A , divisée par π . On obtient donc $d_{ii} = (2/3)R = (2/3)\sqrt{A/\pi} = 0,376\sqrt{A}$.

Cette valeur multipliant \sqrt{A} est à mi-chemin entre les deux valeurs, 0,2 et 0,6, utilisées par Nitsch⁽⁷⁾. Notre distance interne correspond également aux 2/3 de la distance interne utilisée par Leamer (1997). Dans notre mesure de la distance pondérée par le poids des régions, nous utilisons cette règle pour la distance interne des régions⁽⁸⁾.

Nous avons représenté dans la figure 2, pour chacune de nos distances pondérées (internes et internationales), les valeurs correspondantes des trois autres mesures de la distance. Plus un point s'éloigne de la bissectrice, plus la distance bilatérale correspondante est différente de celle que nous utiliserons dans les régressions. Plusieurs caractéristiques des différentes mesures de la distance apparaissent particulièrement clairement dans la figure 2. Notons tout d'abord que les trois

Figure 2 : comparaison des différentes mesures de la distance



mesures alternatives de la distance reposent sur le même calcul de la distance internationale. Tous les points situés sur la droite de la figure correspondent donc à des distances internationales, tous les symboles étant superposés et les distances étant en général beaucoup plus importantes que les distances internes. Notre mesure de la distance ne diffère que très peu des trois autres pour les distances importantes. Ceci est particulièrement vrai lorsque le pays est éloigné de l'Europe comme les États-Unis ou très excentré comme la Grèce. De manière générale, le fait de prendre en compte la géographie économique des pays ne jouera de rôle significatif que pour les pays proches et relativement "grands". En effet, lorsque deux pays sont très éloignés, la répartition géographique de l'activité à l'intérieur de chaque pays n'a que très peu d'importance. Chaque région à l'intérieur d'un pays se situe à une distance plus ou moins équivalente de chaque région de l'autre pays. De plus, les pays les plus excentrés de notre échantillon en Europe sont également les plus petits (Grèce, Portugal, Irlande et Danemark) ce qui renforce cet effet.

Le groupe de points situé à l'extrême droite de la figure représente les distances de chaque pays européen par rapport au Japon. Ici, nous avons choisi de nous éloigner de la méthode habituelle de calcul de la distance entre deux villes (dite du grand cercle) car celle-ci implique un passage par le pôle nord et raccourcit considérablement la distance vraisemblablement parcourue par les marchandises. Nous avons appliqué une distance entre les deux principaux ports de chaque pays européen et du Japon (détails en annexe).

Le deuxième groupe de points, en se déplaçant vers la gauche, représente les distances par rapport aux États-Unis. Toutes les mesures de la distance semblent ici très proches de la nôtre qui prend pourtant en compte le fait qu'une grande partie de l'activité économique se situe sur la côte ouest des États-Unis.

Viennent ensuite les distances internationales à l'intérieur de l'Europe. Les plus grandes font état, comme mentionné plus haut, d'une grande cohérence selon les mesures de la distance. Le constat change lorsque les pays sont proches et relativement grands. Il semble que l'une des caractéristiques importantes de la géographie économique européenne est que les principales villes d'Europe sont relativement proches les unes des autres pour les grands pays comme l'Allemagne (Dusseldorf), la France (Paris), l'Italie (Milan), le Royaume-Uni (Londres) et l'Espagne (Barcelone). Or la méthodologie habituelle ne donne aucun poids aux distances bilatérales beaucoup plus importantes entre les régions plus "petites" de ces pays. Par conséquent, tout cet ensemble de distances internationales bilatérales est considérablement sous-estimé dans la méthodologie habituelle par rapport à notre mesure.

L'estimation de l'effet frontière dépend de manière cruciale des ampleurs *relatives* des distances internes et externes. Il est dès lors très important que la méthode utilisée calcule une distance interne qui maintienne le ratio réel qui existe entre les deux distances (internationales et intra-nationales).

On peut voir dans la figure 2 que nos distances internes sont relativement proches des distances internes obtenues par la méthodologie de Leamer (1997). Par conséquent, l'ensemble des distances calculées selon la méthodologie de Leamer sera assez proche de notre matrice de distances. En revanche, les deux autres méthodologies et en particulier celle de Wei, se servant du quart de la distance vis-à-vis de la ville étrangère la plus proche, donnent des distances internes très largement différentes de notre méthode et ces différences ne semblent pas systématiques. Nous retrouvons ces caractéristiques dans des estimations utilisant ces quatre mesures différentes de la distance dans Head et Mayer (2000). Les résultats sont assez similaires entre notre méthode et celle de Leamer (1997) et les mesures de Wolf et Wei sont nettement moins "performantes". Nous utiliserons uniquement notre méthode de calcul de la distance pondérée dans l'application qui suit.

Une application : la "Forteresse Europe"

Comme le soulignent Arndt et Willett (1991, p. 1567), la marche vers le marché unique a suscité des craintes très importantes chez les dirigeants d'entreprises et les mouvements syndicaux américains concernant la possible conversion de l'Europe en "forteresse" économique, réduisant fortement l'accès au marché européen des produits des pays tiers. Des craintes similaires se sont exprimées au Japon.

Quels sont les arguments économiques derrière ces craintes ? Pourquoi l'intégration européenne amènerait-elle un relèvement des barrières vis-à-vis des pays non membres ? Une première explication repose sur un argumentaire standard de tarif optimal. Avec un accroissement du nombre de pays membres, ces derniers ont collectivement une influence plus grande sur le prix mondial de leurs importations. Ils peuvent donc souhaiter augmenter les barrières vis-à-vis des pays non-membres afin d'obtenir une baisse du prix FAB des importations. Un deuxième argument, dont font état Arndt et Willett (1991, p. 1570), repose sur l'existence de perdants et de coûts d'ajustement à la suite de l'approfondissement de l'Union économique européenne. Ces problèmes d'ajustement peuvent donner lieu à une hausse importante à court terme des pressions en faveur de mesures protectionnistes jouant le rôle de mécanismes compensatoires.

L'estimation des différents effets frontières entre pays membres et pays non-membres de l'Union européenne va nous permettre d'examiner la réalité empirique de ces craintes.

Résultats d'ensemble

Nous pouvons maintenant estimer l'équation (3) pour obtenir les effets frontières caractérisant les échanges intra-européens d'une part et entre les pays européens et les États-Unis et le Japon d'autre part. Les données utilisées dans cette étude proviennent pour l'essentiel d'Eurostat et sont décrites en détail dans l'annexe statistique.

Le tableau 1 donne les résultats complets des estimations sur périodes de trois ans. Il s'agit de régressions utilisant la méthode en deux étapes de type Heckman⁽⁹⁾. Deux variables *dummy* ont été introduites dans la régression pour indiquer les observations pour lesquelles le flux est une importation en provenance du Japon ou des États-Unis. Les coefficients des variables États-Unis et Japon indiquent que les échanges avec ces pays subissent plus (ou moins) de biais domestique que le reste de l'échantillon, c'est-à-dire que les échanges intra-UE. Le biais domestique pour le Japon par exemple se calcule en prenant $\exp(-\text{Frontière-Japon})$.

Tableau 1 : effets frontières des pays de l'UE vis-à-vis du Japon et des États-Unis

| Période : | Variable Expliquée : $\ln(m_{ij} / m_i)$ | | | | | |
|---------------------|--|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | [78-80] | [81-83] | [84-86] | [87-89] | [90-92] | [93-95] |
| Frontière | -3,17 ^a (0,24) | -2,98 ^a (0,18) | -2,83 ^a (0,26) | -2,76 ^a (0,21) | -2,62 ^a (0,25) | -2,74 ^a (0,22) |
| Production relative | 0,89 ^a (0,09) | 0,90 ^a (0,08) | 0,90 ^a (0,09) | 0,82 ^a (0,08) | 0,82 ^a (0,08) | 0,79 ^a (0,06) |
| Prix relatifs | -0,65 (0,44) | -0,85 (1,10) | 0,30 (1,02) | 0,04 (0,80) | -0,38 (0,67) | -0,62 (0,42) |
| Distance relative | -0,92 ^a (0,18) | -0,93 ^a (0,17) | -0,88 ^a (0,15) | -0,87 ^a (0,14) | -0,90 ^a (0,19) | -0,79 ^a (0,19) |
| Langue | 1,25 ^a (0,24) | 1,18 ^a (0,20) | 1,29 ^a (0,20) | 1,28 ^a (0,19) | 1,25 ^a (0,19) | 1,25 ^a (0,15) |
| États-Unis | -0,40 (0,54) | -0,55 (0,44) | -1,16 ^a (0,42) | -0,74 ^b (0,36) | -0,47 (0,48) | -0,58 (0,42) |
| Japon | | -0,69 (0,60) | -1,08 ^c (0,58) | -0,96 ^c (0,54) | -0,69 (0,65) | -1,05 ^c (0,61) |
| Mills Ratio | -1,97 (1,48) | 1,62 (1,05) | -0,15 (1,18) | -0,41 (1,59) | -2,01 (1,74) | -1,78 (2,09) |
| N | 13551 | 9312 | 9777 | 10229 | 9717 | 9174 |
| R ² | 0,314 | 0,321 | 0,32 | 0,315 | 0,324 | 0,321 |
| RMSE | 1,941 | 2,071 | 2,097 | 2,021 | 1,995 | 2,032 |

Note : Écart types entre parenthèses : a, b et c représentent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écart types reportés tiennent compte de la corrélation des erreurs pour un même importateur.

On peut tout d'abord noter que l'ampleur et l'évolution de l'effet frontière dans le tableau 1 sont comparables avec les résultats pour le commerce intra-européen figurant dans Head et Mayer (2000) : on passe, au cours de la période, d'un ratio des importations en provenance d'un autre pays européen sur commerce interne de 23 à 15. Ce ratio se situe également dans le même ordre de grandeur que les études précédentes présentées au début de cet article. Les coefficients sur les importations en provenance des États-Unis et du Japon sont en règle générale négatifs traduisant un effet frontière plus prononcé pour ces deux pays que pour le commerce intra-européen. Cet effet négatif est particulièrement prononcé au milieu et à la fin des années quatre-vingt.

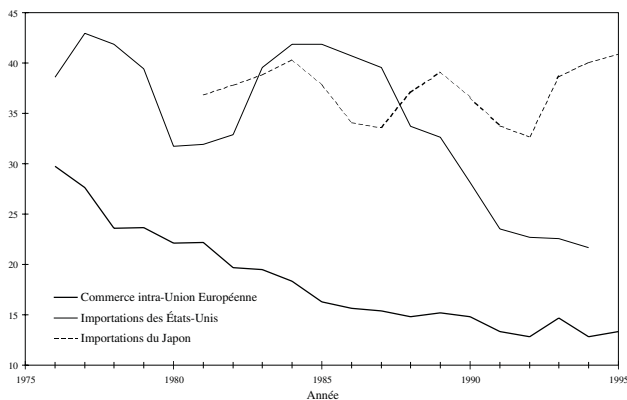
Un problème d'interprétation se pose sur ces effets frontières vis-à-vis des États-Unis et du Japon. Les biens en provenance de ces deux pays sont transportés exclusivement par voie maritime et aérienne alors que les modes de transport par voie terrestre et ferroviaire sont beaucoup plus importants à l'intérieur de l'Union Européenne. Le travail de Hummels (1999a) suggère que les élasticités des coûts de transport par rapport à la distance parcourue diffèrent selon le mode de transport. Le transport océanique a l'élasticité la plus faible et le transport aérien la plus forte. Nous imposons ici un coefficient commun sur la distance dans nos régressions pour toutes les provenances. Cela peut se traduire par des biais dans les coefficients des effets frontières et de la distance. Néanmoins, il est probable que les évolutions des effets frontières soient précisément

estimées dans la mesure où les choix de mode de transport selon le pays d'origine des importations sont certainement relativement stables dans le temps. Hummels (1999b), dans une autre contribution, montre toutefois que la part de commerce par voie aérienne a augmenté dans le temps pour les États-Unis. Tout ceci nous pousse donc à être relativement prudent dans l'interprétation des niveaux et des évolutions des effets frontières des pays européens vis-à-vis des États-Unis et du Japon. Il est néanmoins rassurant d'observer la relative stabilité des coefficients sur la distance dans le temps et leur cohérence avec les résultats de très nombreuses autres études. Sans pouvoir exclure cette possibilité, nous en concluons qu'il est peu probable que les différences et les changements dans les modes de transport utilisés aient un impact significatif sur l'estimation des effets frontières.

Les résultats concernant les autres variables que l'effet frontière sont relativement conformes aux résultats habituels des équations de gravité sectorielles et relativement proches des prédictions du modèle théorique avec un coefficient sur la production relative autour de 0,85 (pour une prédiction théorique de 1), un coefficient sur la distance relative proche de -1. La variable de langue a un impact de plus forte ampleur que chez Helliwell (1997) ou Frankel *et alii* (1995) par exemple. La seule variable problématique est, comme souvent, la variable de prix relatifs dont le coefficient est très instable, en général non significatif et qui implique un σ trop faible pour être cohérent avec le modèle théorique. Ce résultat d'élasticités-prix très faibles

est également fréquent dans les équations de commerce bilatéral, la variable de prix relatif prenant en compte certains effets de qualité des biens difficiles à isoler (on pourra se référer à Erkel-Rousse et Mirza, 2000, pour une revue des résultats sur ce thème et une méthodologie permettant d'améliorer les résultats à Crozet et Erkel-Rousse, 1999, et à Erkel-Rousse et Le Gallo (2002) pour une tentative de mesure de l'impact de la qualité sur les élasticités-prix).

Figure 3 : effets frontières vis-à-vis des États-Unis et du Japon



L'évolution de l'écart entre l'effet frontière intra-européen et l'effet frontière vis-à-vis des États-Unis et du Japon est représentée graphiquement dans la figure 3. Cette figure est tracée en estimant l'équation (3) pour l'ensemble de la période avec des effets temporels sur les variables Frontière, États-Unis et Japon. Les effets frontières vis-à-vis du Japon et des États-Unis sont supérieurs à ceux pour le commerce intra-européen sur toute la période, traduisant une intégration économique plus prononcée entre États membres que vis-à-vis des pays tiers. On observe un pic important au milieu des années 1980 pour les États-Unis et à la fin des années 1980 pour le Japon. On pourrait penser que l'augmentation du dollar pourrait fournir une explication de cette forte hausse (du moins pour les États-Unis), mais il faut noter que notre régression tient compte des variations de change au travers de la variable de prix. Cette variable prend donc en compte le fait que les consommateurs se détournent des produits originaires des pays dont la devise s'apprécie⁽¹⁰⁾.

Nous observons donc un pic important dans la difficulté d'accès des producteurs extérieurs à l'Union Européenne au cours des années 80. Ce pic survient alors que l'évolution de l'effet frontière vis-à-vis des autres pays européens reste relativement stable, diminuant progressivement. En termes relatifs, on assiste donc à une amélioration de l'accès au marché de chaque pays de l'Union pour les producteurs européens par rapport à leurs concurrents américains et japonais. Ce mouvement constitue un

approfondissement de l'intégration économique en Europe, suivi d'un mouvement inverse dans les années suivantes, en particulier pour les États-Unis. Il semble paradoxalement que ce pays ait *plus* bénéficié de l'instauration du marché unique que les producteurs des pays membres en termes d'accès aux marchés européens. Arndt et Willett (1991) suggèrent une explication possible de ce phénomène. Les firmes des pays tiers ont pu bénéficier de l'intégration du marché européen dans la mesure où l'harmonisation et la simplification des différents standards européens ont réduit les coûts de production, d'adaptation et de marketing des produits à destination de l'Union Européenne (p. 1569). Nos résultats semblent confirmer cette conjecture car on observe depuis le milieu des années 80 une chute prononcée de l'effet pour les États-Unis.

Notre résultat d'approfondissement de l'intégration européenne au milieu des années 80, et de l'impact relativement faible de la mise en place du Marché Unique dans la période suivante, confirme un certain nombre d'analyses précédentes. Frankel *et alii* (1995) estiment sur une période 1965-1990 une équation de gravité portant sur 63 pays. Des variables indicatrices signalent tous les flux qui ont lieu à l'intérieur d'un bloc régional. Le coefficient sur la variable communauté européenne indique le surplus de commerce associé à la zone. Jusqu'en 1985, ce coefficient n'est pas statistiquement différent de 0, en 1985, il passe à 1,51 et est significatif au seuil de 1%. Ce coefficient indique que lorsque deux pays appartiennent à la communauté en 1985, leur commerce est $\exp(1,51) = 4,52$ fois plus important que lorsque l'un des deux n'appartient pas à la communauté. En 1990, le coefficient tombe à 0,49, le surplus de commerce attribuable à l'appartenance à la zone n'étant donc plus que de 63%. Frankel *et alii* (1995) observent donc bien un pic comparable au nôtre autour de 1985. Haveman et Hummels (1998) fournissent également des résultats tout à fait concordants sur la période 1980-1992, avec un coefficient de 0,585 en 1980, 0,825 en 1986 et 0,406 en 1989. Harrigan (1996) fournit un autre résultat concordant pour l'année 1985, indiquant que le degré d'ouverture bilatéral des pays européens vis-à-vis des importations en provenance des États-Unis et du Japon était beaucoup plus faible que le degré d'ouverture réciproque. Enfin, on notera que le résultat selon lequel le passage au marché unique semble bénéficier plus fortement aux producteurs des pays tiers confirme les résultats de Neven et Röller (1991). Ces auteurs trouvent que les barrières non-tarifaires intra-européennes sur la période 1975-1985 ont un impact beaucoup plus fort sur les importations en provenance des pays tiers que sur les importations en provenance d'autres pays de la Communauté⁽¹¹⁾. On s'attendait donc à ce que l'impact du retrait de ces mesures dans le cadre du passage au marché unique bénéficie plus aux producteurs américains et japonais qu'aux

producteurs européens : c'est précisément ce que nous trouvons.

Il faut bien sûr se garder d'interpréter ce résultat comme un relatif échec du passage au marché unique. Il nous semble en effet que le faible impact sur le commerce en provenance de l'Europe peut au moins autant être interprété comme le signe du succès du mouvement d'intégration européen depuis la fin des années 50. *Les firmes européennes avaient en 86-87 déjà un bon accès aux autres pays européens* qui ne pouvait être que marginalement amélioré par le marché unique. Les résultats de Bergstrand (1985) ou Frankel *et alii* (1995) montrent à l'appui de cette interprétation que les années 60 ont été des années où l'intégration européenne a semblé très forte. Enfin, nos résultats peuvent également être rapprochés de ceux de Nitsch (2000). Nitsch estime des effets frontières pour les pays de l'Union Européenne en utilisant une méthodologie très proche de celle de Wei (1996) et des données Eurostat agrégées (très similaires aux nôtres mais sans détail sectoriel) sur la période 1979-1990. Il étudie dans sa section 4,1 l'évolution de cet effet frontière moyen à l'intérieur de l'Union et trouve que le mouvement d'intégration est plus prononcé en début de période.

Pour conclure sur ces résultats d'ensemble, on observe sur cette période un mouvement d'intégration progressive entre pays membres de l'UE. Les pays membres apparaissent plus ouverts au commerce intra-européen qu'aux importations en provenance du Japon et des États-Unis sur l'ensemble de la période. Ce différentiel évolue dans le temps avec un creusement de l'écart au cours des années 80 qui semble peu ou mal expliqué par les évolutions de change (voir l'annexe statistique sur ce point). L'explication détaillée de ce "commerce manquant" en provenance des États-Unis et du Japon méritera de plus amples investigations concernant notamment les politiques commerciales menées par l'Union Européenne sur cette période.

Résultats par secteur

Quels sont les secteurs dans lesquels l'effet frontière vis-à-vis du Japon et des États-Unis est le plus important sur cette période ? Nous menons la régression par secteur sur l'ensemble de la période (1981-1994) où les données de production sont disponibles pour le Japon et les États-Unis afin de disposer d'une vue d'ensemble des effets frontières des pays européens vis-à-vis des produits japonais et américains. Il s'agit encore d'une régression utilisant la méthode de Heckman⁽¹²⁾. Nous reportons dans les tableaux 2 et 3 les effets frontières entre pays européens et l'effet frontière vis-à-vis des produits japonais et américains respectivement. Ces tableaux sont fournis ci-après. Nous synthétisons ici les grandes caractéristiques de ces résultats :

– il faut tout d'abord remarquer qu'il existe un nombre non négligeable de secteurs pour lesquels le

consommateur européen "moyen" préfère les produits japonais ou américains aux produits domestiques. C'est le cas pour l'optique de précision, les textiles divers, les bijoux et la chimie industrielle pour le Japon, des bijoux et du cuir pour les États-Unis. Dans ces secteurs, l'effet frontière est inférieur à 1 ce qui dénote une préférence pour les produits japonais et américains et semble refléter une position concurrentielle favorable. Pour les secteurs comme les télécoms, les cycles et les jouets pour le Japon, les télécoms, la construction navale ou la chimie industrielle pour les États-Unis, le coefficient est proche de 1, traduisant également une certaine compétitivité car les consommateurs préfèrent très largement les produits japonais aux produits des autres pays européens ;

– il existe à l'inverse des secteurs pour lesquels les consommateurs marquent un effet frontière très important vis-à-vis du Japon et des États-Unis, beaucoup plus important que l'effet vis-à-vis d'autres pays européens. Sans surprise, c'est le cas des biens agro-alimentaires comme le vin, les spiritueux, le pain, les pâtes alimentaires... On retrouve également des biens pour lesquels le biais "intra-européen" est très important mais beaucoup plus faible que l'effet frontière vis-à-vis des deux pays tiers (le ciment, divers produits à base de bois...). Pour tous ces secteurs, le commerce du Japon et des États-Unis vers les pays européens est très faible en valeur absolue et il paraît clair qu'une explication ayant trait à la transportabilité du bien considéré pourrait se révéler pertinente⁽¹³⁾ ;

– il y a enfin des secteurs économiques majeurs de spécialisation de l'économie japonaise comme tous les secteurs liés à l'automobile, les produits plastiques, le matériel électrique et l'électronique grand public (TV, Hi-Fi...) pour lesquels les exportateurs japonais sont fortement désavantagés dans leur accès aux pays européens. On pense bien entendu aux mesures de protection non-tarifaires souvent évoquées par les autorités japonaises pour ces secteurs et il serait intéressant de disposer de mesures quantitatives des diverses barrières non-tarifaires mises en place dans les années 80 pour voir si cela peut expliquer l'importance des effets frontières de ces secteurs. Concernant les spécificités des effets frontières vis-à-vis des États-Unis, on notera l'effet particulièrement important sur le secteur automobile traduisant bien la faible pénétration des producteurs américains de ce secteur en Europe par rapport à la taille de la demande européenne et à l'importance de la production américaine. En comparant les effets frontières sur les automobiles japonaises et américaines, on voit immédiatement que ce sont ces dernières qui sont les plus désavantagées.

Évolution des effets frontières par secteur

Le tableau 4 donne, pour chaque secteur, l'évolution de l'effet frontière entre les périodes 1984-1986 et 1993-1995. Ces évolutions sont calculées pour les trois types d'échanges : intra-européens, importations du Japon et importations des

Tableau 2 : effets frontières par secteur - Japon

| Secteur | UE | Japon | Secteur | UE | Japon |
|--|-------|--------|--|--------|-----------|
| Bijouterie, orfèvrerie, argenterie | 4,07 | 0,06* | Industries du caoutchouc | 11,16 | 62,76* |
| Tannerie, mégisserie | 3,31 | 0,3* | Matériel ferroviaire roulant | 30,18 | 63,25 |
| Produits céramiques | 5,75 | 0,67* | Fabrication de pâte et papier et carton | 8,87 | 68,24* |
| Autres industries textiles | 2,77 | 0,75* | Montres, horloges, pièces détachées | 8,72 | 73,36* |
| Produits chim. de base | 3,71 | 0,77* | Matériel électrique d'équipement | 17,33 | 76,69* |
| Constr. navale et réparat. de navires | 22,91 | 0,79* | Matériel mines et bât. | 12,99 | 82,47* |
| Instr. optique, mat. photographique | 2,9 | 0,88* | Tréfilage, étirage, laminage | 8,3 | 87,96* |
| Autres mat. spécifiques | 2,44 | 0,98* | Industrie du meuble en bois | 30,8 | 91,44* |
| Cycles, motocycl., pièces détachées | 6,23 | 0,99* | Prod. prem. transf. métaux non ferreux | 7,61 | 94,75* |
| Mat.télécomm., compt., app. de mesure | 13,37 | 1,04* | Produits amylicés | 13,84 | 95,35* |
| Tubes acier | 3,21 | 1,08* | App. électron., radio, tv | 12,73 | 108,94* |
| Jeux, jouets, articles de sport | 4,38 | 1,13* | Articles d'habillement et access. | 25,11 | 109,64* |
| Prod. de meules et abrasifs | 4,32 | 2,32 | Bonneterie | 8,3 | 124,12* |
| Articles en amiante | 4,82 | 2,4 | Pelletterie et fourrures | 5,03 | 127,55* |
| Fibres artificielles | 1,79 | 2,44 | Aéronefs et réparation d'aéronefs | 15,75 | 129,5* |
| Instruments de musique | 7,1 | 2,61* | Véhicules automob.et moteurs pour automob. | 11,43 | 140,71* |
| Tapis, lino. | 4,79 | 2,92* | Prod. pharmaceutiques | 25,28 | 141,07* |
| Mach. textiles et access. | 4,33 | 3,33 | Raffinage de pétrole | 109,34 | 167,74 |
| Prod. min. non-métal. | 11,41 | 3,51 | Fils et câbles électriques | 62,47 | 193,4* |
| Autres mach. et appareils mécaniques | 4,45 | 3,57 | Transform. de matières plastiques | 20,35 | 209,38* |
| Industrie du verre | 8,77 | 4,91* | Industrie de la viande | 9,9 | 220,67* |
| Fabr. d'appareils électrodomestiques | 5,3 | 4,93 | Confect. d'autres articles textiles | 27,85 | 226,76* |
| Mat électr. d'utilisat., piles et accumul. | 11,67 | 5,27 | Chaudron., constr. de réservoirs | 65,78 | 246,82* |
| Articles en cuir et similaires | 6,77 | 5,32 | Prod. alimentaires pour animaux | 66,53 | 298,96* |
| Constr. de machines et tracteurs agric. | 4,41 | 6,75 | Imprimerie et industries annexes | 67,42 | 322,11* |
| Instr. de précision | 6,89 | 8,96 | Boulangerie, patiss., biscuit.,biscoteries | 84,36 | 542,28* |
| Fabr. d'organes de transmission | 4,84 | 10,62* | Fruits, légumes préparés | 14,83 | 609,74* |
| Seconde transf. métaux | 35,61 | 10,91* | Forge, estamp., emboutiss. | 72,51 | 680,32* |
| Sidérurgie | 4,81 | 11,06* | Prod. du travail des grains | 55,94 | 690,27* |
| Mat. médico-chirurg., orthopédique | 12,22 | 11,66 | Pâtes alimentaires | 51,34 | 715,12* |
| Constr. mach. de bureau et matér.informat. | 5,52 | 11,97* | Produits de l'industrie du sucre | 101,91 | 863,75* |
| Matériel de transport et n.d.a. | 9,64 | 12,05 | Industrie du tabac | 86,73 | 881,07* |
| Prod. chim. pour ménages | 5,77 | 13,61* | Constructions métalliques | 44,61 | 881,27* |
| Corps gras végétaux et animaux | 23,91 | 14,71 | Brasseries et malteries | 127,64 | 1173,34* |
| Fabric. outillages, art. finis en métaux | 15,26 | 14,83 | Matériaux de constr. en terre cuite | 153,3 | 1269,59* |
| Enduits, peintures | 31,37 | 17,18 | Autres produits alimentaires | 43,11 | 1838,3* |
| Art. en liège, paille, vannerie, rotin | 19,3 | 17,9 | Boiss. hygiéniques, eaux gazeuses | 167,15 | 2097,1* |
| Autres ouvrages en bois | 15,13 | 21,4 | Emballages en bois | 303,62 | 2107,59* |
| Lampes, matériel d'éclairage | 9,49 | 23,32* | Constr. de carrosseries, remorq., bennes | 21,43 | 2160,35* |
| Fonderies | 31,21 | 25,73 | Produits demi-finis en bois | 29,38 | 2447,84* |
| Savonnerie, déterg. synth.,parfum. | 16,47 | 33,99* | Cacao, chocolat, confis. de sucre | 22,06 | 3232,41* |
| Mach. et app. pour ind. alim. et chimique | 10,57 | 35,79* | Sciage et prép. industr. du bois | 153,64 | 3881,25* |
| Fabrication de papier et carton | 16,51 | 36,23* | Mat. de constr. en ciment, plâtre | 134,21 | 4124,43* |
| Rechapage et réparation de pneus | 25,68 | 37,89 | Ciment, chaux, plâtre | 385,06 | 7548,77* |
| Chaussures produites en série | 7,46 | 41,18* | Industrie du lait | 40,13 | 8937,64* |
| Poisson, prod. de la mer | 16,28 | 42,52* | Equipement et access. d'automobiles | 13,14 | 9106,84* |
| Labor. photograph. et cinématographiques | 50,54 | 50,54 | Pièces de charpente, menuis., parq. | 233,72 | 11500,94* |
| Mach. outils pour trav. des métaux | 12,95 | 53,15* | Vin, boisson à base de vin | 259,29 | 66770,45* |
| Autre prod. chim. pour industrie et agric. | 10,68 | 62,21* | Alcools éthyliques de fermentation | 155,32 | 288681,6* |

Note : Effet frontière pour chaque secteur. L'astérisque signale que le coefficient de l'effet japonais est significatif au seuil de 5%.

Tableau 3 : effets frontières par secteur - États-Unis

| Secteur | UE | États-Unis | Secteur | UE | Etats-Unis |
|--|--------|------------|---|--------|------------|
| Bijouterie, orfèvrerie, argenterie | 4,07 | 0,09* | Sciage et prép. industr. du bois | 153,64 | 33,21* |
| Tannerie, mégisserie | 3,31 | 0,57* | Prod. pharmaceutiques | 25,28 | 37,64 |
| Produits amylacés | 13,84 | 0,58* | Prod. alimentaires pour animaux | 66,53 | 39,5* |
| Constr. navale et réparat. de navires | 22,91 | 1,72* | Pelletrie et fourrures | 5,03 | 44,01* |
| Mat.télécomm., compt., app. de mesure | 13,37 | 1,73* | Fonderies | 31,21 | 44,81* |
| Produits chim. de base | 3,71 | 1,87* | Aéronefs et réparation d'aéronefs | 15,75 | 44,83 |
| Articles en amiante | 4,82 | 2,06 | Fabric. outillages, art. finis en métaux | 15,26 | 45,77* |
| Corps gras végétaux et animaux | 23,91 | 2,21* | Industrie du tabac | 86,73 | 47,99 |
| Autres industries textiles | 2,77 | 2,61 | Labor. photograph. et cinématographiques | 50,54 | 50,54 |
| Mach. textiles et access. | 4,33 | 2,64* | Lampes, matériel d'éclairage | 9,49 | 57,89* |
| Autres mat. spécifiques | 2,44 | 2,85 | Matériel mines et bât. | 12,99 | 61,43* |
| Prod. de meules et abrasifs | 4,32 | 3,15 | Fruits, légumes préparés | 14,83 | 65,1* |
| Raffinage de pétrole | 109,34 | 4,21* | Autres ouvrages en bois | 15,13 | 65,61* |
| Instr. optique, mat. photographique | 2,9 | 4,24 | Mach. outils pour trav. des métaux | 12,95 | 66,1* |
| Jeux, jouets, articles de sport | 4,38 | 4,73 | Sidérurgie | 4,81 | 66,2* |
| Produits céramiques | 5,75 | 4,76 | Imprimerie et industries annexes | 67,42 | 67,42 |
| Tapis, lino. | 4,79 | 4,95 | Chaudron., constr. de réservoirs | 65,78 | 72,91 |
| Autres mach. et appareils mécaniques | 4,45 | 4,99 | Transform. de matières plastiques | 20,35 | 74,74* |
| Tubes acier | 3,21 | 5,27 | Tréfilage, étirage, laminage | 8,3 | 78,25* |
| Constr. de machines et tracteurs agric. | 4,41 | 6,07 | Confect. d'autres articles textiles | 27,85 | 78,27* |
| Fabrication de pâte et papier et carton | 8,87 | 6,27 | Matériel électrique d'équipement | 17,33 | 80,86* |
| Industrie de la viande | 9,9 | 6,81 | Constructions métalliques | 44,61 | 83,41* |
| Fibres artificielles | 1,79 | 6,88* | Fabrication de papier et carton | 16,51 | 88,37* |
| Prod. min. non-métal. | 11,41 | 6,94 | Fils et câbles électriques | 62,47 | 91,46 |
| Matériel de transport et n.d.a. | 9,64 | 7,44 | Industries du caoutchouc | 11,16 | 102,11* |
| Cycles, motocycl., pièces détachées | 6,23 | 7,72 | Forge, estamp., emboutiss. | 72,51 | 116,32* |
| Instr. de précision | 6,89 | 8,05 | Industrie du meuble en bois | 30,8 | 121,76* |
| Poisson, prod. de la mer | 16,28 | 8,66* | Articles d'habillement et access. | 25,11 | 196,5* |
| Seconde transf. métaux | 35,61 | 9,25* | Bonneterie | 8,3 | 200,47* |
| Constr. mach. de bureau et matér.informat. | 5,52 | 9,51* | App. électron., radio, tv | 12,73 | 217,65* |
| Industrie du verre | 8,77 | 10,22 | Produits de l'industrie du sucre | 101,91 | 270,12* |
| Enduits, peintures | 31,37 | 11,43* | Constr. de carrosseries, remorq., bennes | 21,43 | 287,08* |
| Mat. médico-chirurg., orthopédique | 12,22 | 12,02 | Mat. de constr. en ciment, plâtre | 134,21 | 300,81* |
| Instruments de musique | 7,1 | 12,45* | Montres, horloges, pièces détachées | 8,72 | 318,74* |
| Mat électr. d'utilisat., piles et accumul. | 11,67 | 12,49 | Emballages en bois | 303,62 | 344,69 |
| Fabr. d'appareils électrodomestiques | 5,3 | 14,63* | Autres produits alimentaires | 43,11 | 697,06* |
| Fabr. d'organes de transmission | 4,84 | 16,86* | Cacao, chocolat, confis. de sucre | 22,06 | 712,41* |
| Chaussures produites en série | 7,46 | 17,16* | Brasseries et malteries | 127,64 | 1013,31* |
| Prod. du travail des grains | 55,94 | 17,28* | Pièces de charpente, menuis., parq. | 233,72 | 1244,24* |
| Articles en cuir et similaires | 6,77 | 18,62* | Boulangerie, patiss., biscuit., biscoteries | 84,36 | 1672,74* |
| Art. en liège, paille, vannerie, rotin | 19,3 | 21,04 | Boiss. hygiéniques, eaux gazeuses | 167,15 | 1737,22* |
| Matériel ferroviaire roulant | 30,18 | 22,4 | Alcools éthyliques de fermentation | 155,32 | 1905,27* |
| Autre prod. chim. pour industrie et agric. | 10,68 | 22,63* | Matériaux de constr. en terre cuite | 153,3 | 2007,2* |
| Produits demi-finis en bois | 29,38 | 23,19 | Pâtes alimentaires | 51,34 | 2651,51* |
| Prod. prem. transf. métaux non ferreux | 7,61 | 25,1* | Equipement et access. d'automobiles | 13,14 | 2895,63* |
| Rechapage et réparation de pneus | 25,68 | 25,68 | Industrie du lait | 40,13 | 2965,67* |
| Savonnerie, déterg. synth.,parfum. | 16,47 | 27,78* | Ciment, chaux, plâtre | 385,06 | 3188,06* |
| Mach. et app. pour ind. alim. et chimique | 10,57 | 30,46* | Véhicules automob.et moteurs pour automob. | 11,43 | 3675,35* |
| Prod. chim. pour ménages | 5,77 | 32,87* | Vin, boisson à base de vin | 259,29 | 3986,76* |

Note : Effet frontière pour chaque secteur. L'astérisque signale que le coefficient de l'effet américain est significatif au seuil de 5%.

États-Unis. Ces taux de croissance sont classés selon l'ordre des échanges intra-européens.

On peut tout d'abord noter qu'il existe une certaine corrélation entre ces taux de croissance. La matrice de corrélation entre ces trois séries (hors fourrure) donne trois valeurs légèrement supérieures à 0,5 ce

qui traduit un certain parallélisme dans les évolutions des difficultés d'accès aux marchés européens sur cette période selon le pays d'origine des produits. Ce parallélisme semble particulièrement marqué pour les secteurs où la baisse de l'effet frontière a été importante ;

Tableau 4 : taux de croissance de l'effet frontière par secteur de 84-86 à 93-95

| Secteur | UE | Japon | États-Unis | Secteur | UE | Japon | États-Unis |
|---|--------|--------|------------|--|--------|----------|------------|
| Produits de l'industrie du sucre | -0,969 | -0,999 | -0,993 | Constr. navale et réparat. de navires | -0,318 | -0,092 | -0,974 |
| Aéronefs et réparation d'aéronefs | -0,954 | -0,999 | -0,999 | Autres ouvrages en bois | -0,303 | -0,329 | -0,664 |
| Sciage et prép. industr. du bois | -0,765 | 6,883 | -0,765 | Cycles, motocycl., pièces détachées | -0,286 | 1,266 | -0,463 |
| Instr. de précision | -0,724 | -0,933 | -0,923 | Mach. et app. pour ind. alim. et chimique | -0,268 | 0,472 | 0,985 |
| Tannerie, mégisserie | -0,719 | -0,691 | -0,784 | Autres industries textiles | -0,255 | 0,493 | 2,051 |
| Enduits, peintures | -0,712 | -0,98 | -0,915 | Vin, boisson à base de vin | -0,251 | 0,195 | -0,87 |
| Matériaux de constr. en terre cuite | -0,709 | -0,945 | -0,926 | Mach. outils pour trav. des métaux | -0,231 | -0,678 | -0,602 |
| Pâtes alimentaires | -0,709 | -0,992 | -0,928 | Raffinage de pétrole | -0,208 | 0,313 | -0,963 |
| Autres mach. et appareils mécaniques | -0,706 | -0,969 | -0,921 | Constructions métalliques | -0,196 | 0,651 | -0,723 |
| Art. en liège, paille, vannerie, rotin | -0,705 | -0,964 | -0,935 | Tréfilage, étirage, laminage | -0,163 | -0,486 | 0,11 |
| Boiss. hygiéniques, eaux gazeuses | -0,688 | 0,468 | -0,779 | Chaudron., constr. de réservoirs | -0,151 | -0,296 | -0,421 |
| Montres, horloges, pièces détachées | -0,678 | -0,999 | -0,997 | Pièces de charpente, menus., parq. | -0,148 | 0,362 | -0,148 |
| Matériel électrique d'équipement | -0,675 | -0,766 | -0,722 | Ciment, chaux, plâtre | -0,129 | 16,647 | -0,747 |
| Industrie du verre | -0,665 | -0,953 | -0,888 | Prod. chim. pour ménages | -0,114 | -0,542 | -0,072 |
| Instr. optique, mat. photographique | -0,658 | -0,797 | -0,702 | Industrie du lait | -0,112 | 0,279 | 0,223 |
| Jeux, jouets, articles de sport | -0,651 | -0,897 | -0,937 | Industrie du meuble en bois | -0,064 | 0,393 | -0,846 |
| Bonneterie | -0,65 | -0,759 | -0,867 | Fibres artificielles | -0,064 | 1,003 | 2,55 |
| Prod. pharmaceutiques | -0,632 | -0,941 | -0,846 | Autre prod. chim. pour industrie et agric. | -0,063 | -0,746 | -0,707 |
| Fabrication de pâte et papier et carton | -0,627 | -0,642 | -0,478 | Seconde transf. métaux | -0,061 | 0,627 | 0,368 |
| Matériel ferroviaire roulant | -0,618 | -0,532 | 4,146 | Brasseries et malteries | -0,046 | 4,894 | -0,782 |
| Cacao, chocolat, confis. de sucre | -0,602 | -0,877 | -0,881 | Produits chim. de base | -0,046 | 3,657 | 2,84 |
| Boulangerie, patiss., biscuit., biscoteries | -0,591 | -0,828 | -0,9 | Fruits, légumes préparés | -0,041 | 2,093 | -0,034 |
| Tubes acier | -0,583 | -0,442 | -0,373 | Imprimerie et industries annexes | -0,037 | 0,379 | -0,037 |
| Mach. textiles et access. | -0,579 | -0,986 | -0,971 | Fabrication de papier et carton | -0,03 | 0,804 | 0,146 |
| Prod. de meules et abrasifs | -0,576 | -0,855 | -0,26 | Corps gras végétaux et animaux | -0,023 | 44,544 | 3,919 |
| Fonderies | -0,565 | -0,61 | -0,586 | Mat.télécomm., compt., app. de mesure | -0,007 | -0,6 | -0,721 |
| Tapis, lino. | -0,557 | -0,61 | -0,881 | Bijouterie, orfèvrerie, argenterie | 0,034 | -0,983 | -0,966 |
| Produits amylicés | -0,546 | -0,755 | -0,991 | App. électron., radio, tv | 0,044 | 139,761 | 20,338 |
| Forge, estamp., emboutiss. | -0,538 | -0,827 | -0,68 | Autres mat. spécifiques | 0,096 | 10,952 | 8,545 |
| Chaussures produites en série | -0,538 | 0,957 | -0,734 | Fabric. outillages, art. finis en métaux | 0,107 | 6,467 | 1,876 |
| Articles en cuir et similaires | -0,531 | 1,012 | -0,82 | Constr. de machines et tracteurs agric. | 0,11 | -0,495 | -0,715 |
| Prod. prem. transf. métaux non ferreux | -0,516 | -0,522 | 0,409 | Fils et câbles électriques | 0,278 | -0,096 | 0,29 |
| Rechapage et réparation de pneus | -0,509 | -0,625 | -0,509 | Mat. médico-chirurg., orthopédique | 0,281 | 2,308 | 1,339 |
| Industries du caoutchouc | -0,508 | -0,762 | -0,506 | Transform. de matières plastiques | 0,331 | 0,425 | 0,525 |
| Prod. min. non-métal. | -0,507 | -0,705 | -0,796 | Constr. mach. de bureau et matér.informat. | 0,384 | 5,374 | 3,659 |
| Sidérurgie | -0,501 | 0,687 | -0,115 | Emballages en bois | 0,409 | 0,14 | -0,642 |
| Poisson, prod. de la mer | -0,5 | 1,343 | -0,894 | Prod. du travail des grains | 0,457 | -0,619 | 0,457 |
| Savonnerie, déterg. synth.,parfum. | -0,49 | 1,307 | -0,388 | Produits demi-finis en bois | 0,47 | 14,506 | -0,208 |
| Fabr. d'appareils électrodomestiques | -0,477 | 5,018 | -0,424 | Labor. photograph. et cinématographiques | 0,524 | 0,524 | 0,524 |
| Matériel mines et bât. | -0,432 | -0,682 | -0,653 | Matériel de transport et n.d.a. | 0,546 | 8,92 | 3,572 |
| Alcools éthyliques de fermentation | -0,413 | 2,071 | 0,594 | Équipement et access. d'automobiles | 0,581 | 19,009 | 39,172 |
| Prod. alimentaires pour animaux | -0,411 | -0,299 | -0,712 | Industrie de la viande | 0,623 | 15,27 | 6,495 |
| Produits céramiques | -0,387 | 0,857 | 0,093 | Mat électr. d'utilisat., piles et accumul. | 0,703 | 4,829 | 4,094 |
| Véhicules automob.et moteurs pour automob. | -0,387 | 1,705 | 0,481 | Instruments de musique | 0,809 | 15,113 | 1,405 |
| Constr. de carrosseries, remorq., bennes | -0,375 | 56,226 | 9,747 | Lampes, matériel d'éclairage | 1,685 | 100,625 | 20,195 |
| Articles d'habillement et access. | -0,372 | 0,211 | -0,725 | Industrie du tabac | 2,468 | 4,701 | 14,412 |
| Autres produits alimentaires | -0,372 | 1,07 | -0,696 | Articles en amiante | 3,286 | 517,97 | 18,506 |
| Fabr. d'organes de transmission | -0,336 | 0,622 | 0,48 | Confect. d'autres articles textiles | 5,061 | 107,368 | 12,587 |
| Mat. de constr. en ciment, plâtre | -0,321 | -0,101 | 0,319 | Pelleterie et fourrures | 10,883 | 42441,95 | 153,437 |

– en ce qui concerne *l'intégration du marché intérieur européen*, il semble que ce soient les secteurs de l'aéronautique, du sucre, des instruments de précision, divers secteurs agroalimentaires comme les pâtes et les boissons non alcoolisées, le verre, les produits pharmaceutiques, les jouets... qui ont connus le mouvement d'intégration le plus large avec une baisse de l'effet frontière représentant plus de 60% de l'effet frontière initial. Les secteurs de la bière, de l'électronique, des télécoms par exemple n'ont connu quasiment aucune évolution. On constate que certains secteurs comme les pièces détachées automobiles, les machines de bureau ou les matières plastiques ont vu le niveau de fragmentation du marché intra-européen s'aggraver au cours de la période ;

– les secteurs de l'aéronautique, du sucre, de l'industrie pharmaceutique, des jouets, des instruments de précision, par exemple, ont vu les effets frontières baisser très fortement *indépendamment de l'origine des biens*. La libéralisation commerciale des pays européens dans ces secteurs n'a pas été discriminante et, pour tous ces secteurs, il semble difficile d'évoquer la possibilité d'effet "Forteresse Europe" ;

– de même, les secteurs des fourrures, de l'amiante, du tabac, de la viande ou des équipements électriques industriels, par exemple, ont été l'objet d'une augmentation notable des effets frontières, dans l'ensemble toujours sans réelle distinction de pays de provenance. Pour au moins deux de ces produits (l'amiante et les fourrures), l'évolution de l'effet frontières traduit en fait une *baisse du commerce* dans le temps. Il n'y a donc pas vraiment de réel signe de "Forteresse Europe" pour ces secteurs ;

– en revanche, l'évolution comparée des effets frontières intra-européens, japonais et américains pour les secteurs TV/Hi-fi, machines outils diverses, chimie industrielle ou tous les secteurs liés à l'automobile, font apparaître une hausse importante des difficultés d'accès pour les producteurs des deux pays non membres par rapport à leurs concurrents des pays membres. *Ces secteurs pourraient relever d'un effet forteresse Europe*. Il serait important de pouvoir confirmer ces premiers résultats en disposant de données chiffrées sur l'évolution des barrières non-tarifaires sur cette période.

Conclusion

Nous avons présenté, dans cet article, les fondements théoriques et les questions méthodologiques associées à l'estimation des effets frontières. Cet outil empirique fournit une nouvelle méthode d'évaluation de l'intégration économique internationale en utilisant le commerce interne aux pays comme niveau de référence auquel comparer les différents flux de commerce internationaux. Elle permet d'apporter des réponses plus précises aux

questions d'impact des accord régionaux sur le commerce entre pays membres et sur le commerce avec les pays non membres.

Notre application empirique s'intéresse à la question de l'intégration européenne et à son impact sur l'accès de deux pays non membres, les États-Unis et le Japon, aux marchés européens sur la période 1976-1995. Nous avons identifié une montée importante de la difficulté ressentie par les producteurs américains et japonais à pénétrer le marché européen au cours des années 80. Les niveaux de "protection apparente" vis-à-vis des États-Unis retrouvent vers la fin de la période étudiée des niveaux comparables aux niveaux caractérisant le commerce entre les pays membres de l'Union. Notre étude porte sur une centaine de secteurs et nous constatons une très forte variabilité des effets frontières selon les secteurs, notamment pour les importations en provenance des États-Unis et du Japon.

Notre objectif empirique était de fournir une mesure empirique rigoureuse des difficultés d'accès des producteurs des pays tiers aux consommateurs de l'Union en utilisant cette nouvelle méthodologie. Une des questions les plus importantes sur laquelle nos prochains travaux devront se pencher concerne l'explication précise des effets frontières du type de ceux que nous identifions ici. Il sera en particulier important de disposer de données de droits de douane et de barrières non tarifaires suffisamment précises pour voir si la montée des effets frontières que nous observons au cours des années 80 correspond à une élévation des barrières aux échanges formelles. Il conviendra également de distinguer ce type d'explication d'une autre fondée sur l'évolution du biais domestique des consommateurs. Enfin une autre piste de recherche intéressante serait de tenter de mesurer l'impact des effets frontières sur le comportement d'investissement direct en Europe des firmes japonaises et américaines. En effet, quelle que soit l'explication de la difficulté d'accès que nous mesurons, il semble que les firmes qui y sont confrontées ont un intérêt à tenter de réduire cette difficulté en investissant directement en Europe. On pourrait dès lors tenter d'identifier un comportement de "border effect jumping" de la part des firmes des pays non membres de l'Union qui chercheraient à se rapprocher des niveaux d'effets frontières subis par les firmes européennes en s'implantant localement.

Notes

(1) En raison de son excellent pouvoir de prédiction des flux de commerce bilatéraux, le modèle de gravité a très souvent été utilisé pour quantifier les flux de commerce "normaux" que l'on s'attend à obtenir entre deux pays.

(2) Hoover (1948, chapitre 12) proposait déjà plusieurs explications au fait que les frontières puissent constituer une forte barrière au commerce : les mesures de protection prises par les États nationaux, les formalités douanières, les différences de goûts, de tradition et de langue, et les difficultés physiques de passage de la frontière (obstacles naturels ou faiblesse des infrastructures de transport transfrontalières). Il écrivait que, sur la plupart de ces points, même la frontière entre le Canada et les États-Unis était susceptible de constituer une entrave importante au commerce. Il montre par exemple page 218 que le réseau ferroviaire de chacun de ces deux pays était profondément orienté selon un axe Est-Ouest et que les points de passage de la frontière sont rares.

(3) Par simplification, la partie théorique fait l'hypothèse que tous les pays tiers supportent les mêmes barrières aux échanges. Dans la partie empirique, cette dernière variable sera encore séparée en deux selon le pays tiers considéré : Japon ou États-Unis.

(4) Le détail des calculs est donné en annexe.

(5) Il est donc tout particulièrement important dans ce type d'études de bien mesurer la distance car les erreurs sur cette variable ont un impact très important sur l'estimation des effets frontières. Nous avons montré (Head et Mayer, 2000) que les approximations usuelles en termes de distance se révélaient particulièrement grossières pour le cas européen et que cette mesure imparfaite de la distance avait un impact très important sur les résultats de l'estimation du degré de fragmentation (l'effet frontière). Toutes choses égales par ailleurs, une surestimation de la distance interne par rapport à la distance internationale a tendance à sous-estimer l'impact négatif de la distance sur les flux de commerce et donc à surestimer l'effet frontière.

(6) La plupart des études existantes utilisant le modèle de gravité calculent les distances "grand cercle" entre les deux capitales des pays ou des régions considérés. Ces travaux font donc l'hypothèse implicite que les pays ou les régions sont des points sans dimension spatiale, ce qui est une approximation très largement inexacte pour le cas de pays européens, mais semble moins éloignée de la réalité pour le cas des provinces canadiennes et des États américains.

(7) Ces valeurs sont utilisées dans la version document de travail de cet article pour tester la sensibilité de l'effet frontière à ce paramètre. Dans la version publiée de son article, Nitsch (2000) adopte un valeur intermédiaire de 0,56 (la même que Leamer) basée sur des simulations.

(8) Nous tenons à remercier Jacques-François Thisse pour avoir suggéré cette formule. Pour la distance interne du Japon, nous utilisons exclusivement cette mesure pour le pays dans son entier.

(9) Le caractère endogène des combinaisons de pays pour lesquelles on observe des échanges positifs est une source potentielle de biais de sélection. Nous estimons d'abord un *probit* dans lequel la variable dépendante est 1 pour un flux positif 0 pour un flux nul. Les variables explicatives de ce *probit* comprennent toutes les variables de (3) à l'exception de la variable de langue plus les mêmes variables prises en

niveau. En utilisant les coefficients du *probit*, on calcule des *Mills ratios* qui sont inclus dans la spécification d'origine. Les effets frontières s'en trouvent rehaussés en raison de la correction du biais de sélection provenant du fait que les observations de flux nuls sont précisément dues aux pays ayant un biais domestique élevé.

(10) L'annexe statistique comporte une description détaillée de notre variable de prix ainsi que des tests de robustesse à l'inclusion de variables d'ordre plus macroéconomique.

(11) Ces auteurs utilisent les ratios d'importations sur consommation apparente des quatre grands pays européens (Allemagne, France, Royaume-Uni et Italie) comme variable expliquée et différentes variables de barrières aux échanges comme variables explicatives. Ils séparent les importations selon que les pays d'origine font partie ou non de la CEE et ne trouvent pas d'impact des BNT pour les importations intra-européennes et un impact fortement négatif pour les importations en provenance du reste du monde.

(12) Afin d'avoir un plus grand nombre d'observations pour chaque secteur, tous les pays (12) sont intégrés dans ces régressions. Une variable indiquant la date d'adhésion à l'UE est ajoutée.

(13) Rappelons toutefois que ces régressions sont menées secteur par secteur et que le coefficient sur la distance prend en compte l'importance des coûts de transport pour ces secteurs individuellement. L'effet frontière représente donc bien un manque de commerce international par rapport au commerce interne tenant compte du fait que le secteur puisse être caractérisé par des coûts de transport très importants.

(14) Ces statistiques industrielles ont été converties dans la classification NACE 70 à partir des statistiques industrielles de ces deux pays qui fournissent les données respectivement dans la Standard Industrial Classification américaine et dans la Japanese Standard Industrial Classification.

(15) Pour un flux international (m_{ij} avec $i \neq j$), on peut utiliser les définitions de E_{ij} et F_{ij} pour noter que $E_{ij} + F_{ij} = 1$.

Bibliographie

- Arndt S. et Willett T. (1991).** "EC 1992 from a North American Perspective." *Economic Journal* 101 : 1567-1579.
- Bergstrand J. (1985).** "The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence." *Review of Economics and Statistics*, 67(3) : 474-81.
- Crozet M. et Erkel-Rousse H. (1999).** "Trade performances and the estimation of price-elasticities: Quality matters." papier présenté à l'ESEM 99.
- Dixit A. et Stiglitz J. (1977).** "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity." *American Economic Review*, 67(3) : 297-308.
- Erkel-Rousse H. et Mirza D. (2000).** "Import price-elasticities: reconsidering the evidence", *Canadian Journal of Economics*, vol. 35, n°2.
- Erkel-Rousse H. et Le Gallo F. (2002).** "Compétitivités-prix et qualité dans le commerce international : une analyse empirique des échanges de douze pays de l'OCDE", *Économie et Prévision*, n°152-153.
- Frankel J., Stein E. et Wei S-J. (1995).** "Trading Blocs and the Americas: The Natural, the Unnatural, and the Supernatural." *Journal of Development Economics*, 47(1) : 61-95.
- Harrigan J. (1996).** "Openness to Trade in Manufactures in the OECD." *Journal of International Economics*, 40 : 23-29.
- Haveman J. et Hummels D. (1998).** "Trade Creation and Trade Diversion: New Empirical Results". *Journal of Transnational Management Development*, 3(2) : 47-72.
- Head K. et Mayer T. (2000).** "Non-Europe : The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in Europe." *Weltwirtschaftliches Archiv*, 136(2) : 285-314.
- Helliwell J. (1996) .** "Do National Borders Matter for Quebec's Trade?" , *Canadian Journal of Economics*, 29(3) : 507-522.
- Helliwell J. (1997).** "National Borders, Trade and Migration." *Pacific Economic Review* , 3(3): 165-185.
- Hummels D. (1999a).** "Toward a Geography of Trade Costs." Miméo University of Chicago.
- Hummels D. (1999b).** "Have International Transportation Costs Declined ?" Miméo University of Chicago.
- Hoover E. (1948).** *The Location of Economic Activity*, New York : McGraw-Hill
- Hurd A. (1956).** *Ports of the World*, London:Shipping World Ltd.
- Krugman P.R. (1980).** "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade." *American Economic Review*, 70 : 950-959.
- Leamer E. (1997).** "Access to Western Markets, and Eastern Effort Levels." in S. Zecchini, *Lessons from the Economic Transition : Central and Eastern Europe in the 1990s*, Dordrecht; Boston : Kluwer Academic Publishers .
- Leamer E. et Levinsohn J. (1995).** "International Trade Theory: The Evidence." in G. Grossman and K. Rogoff, *Handbook of International Economics* vol III.
- McCallum J. (1995).** "National Borders Matter: Canada-US Regional Trade Patterns." *American Economic Review*, 85(3) : 615-623.
- Neven D. et Röller L-H. (1991).** "European Integration and Trade Flows." *European Economic Review*, 35(6) : 1295-1309.
- Nitsch V. (2000).** "National Borders and International Trade: Evidence from the European Union." *Canadian Journal of Economics*, 1091-1105.
- Wei S-J. (1996).** "Intra-National Versus International Trade: How Stubborn Are Nations in Global Integration?" *National Bureau of Economic Research Working Paper* 5531.
- Wolf H.C. (1997, 2000).** "Patterns of Intra- and Inter-State Trade." *National Bureau of Economic Research Working Paper* 5939.
- Wolf H.C. (2000).** "Intranational Home Bias in Trade", *Review of Economics and Statistics*, 82(4), pp. 555-563.

Commerce

La méthodologie utilisée pour estimer les effets frontières nécessite en particulier de disposer de données de commerce bilatéral et de données de production dans une même nomenclature afin de pouvoir se livrer à une analyse suffisamment détaillée au niveau sectoriel. La nomenclature retenue est la NACE 70, dans laquelle nous pouvons avoir le plus de données compatibles sur longue période. Nous utilisons plusieurs bases de données d'Eurostat qui, à notre connaissance, sont les plus complètes et les plus cohérentes pour mener ce type d'étude sur une période relativement longue. Les principales sources de données sont la base structure et activité de l'industrie (VISA) pour les données de production et de prix et COMEXT pour les flux bilatéraux. Les flux bilatéraux disponibles dans COMEXT sont séparés en deux périodes : 1975-1987 et 1998-1995. Pour la deuxième période, COMEXT fournit une table de correspondance de la nomenclature HS 8 chiffres vers la NACE 70. Pour la première période, COMEXT ne fournit que les données en NIMEXE 6 chiffres. Nous avons utilisé une table de correspondance NIMEXE - NACE rendue disponible par Jon Haveman (www.haveman.org). Les deux tables de concordance apparaissent très cohérentes et l'on n'identifie aucun changement significatif de tendance des flux entre les deux périodes.

Données industrielles

La base VISA, bien qu'elle soit principalement axée sur les pays européens, fournit également un certain nombre de données pour les États-Unis et le Japon⁽¹⁴⁾. Les données disponibles couvrent les années 1976 à 1994 pour les États-Unis et 1981 à 1995 pour le Japon.

Alors que les données de production doivent être ajustées pour la plupart des pays européens car elles ne couvrent que les grandes entreprises, les données pour les États-Unis et le Japon ne nécessitent pas d'ajustement car elles couvrent toutes les firmes ayant au moins un employé pour les USA et au moins quatre employés pour le Japon. La seule différence notable vis-à-vis des données pour les pays européens est qu'à la place de données de production, ce sont les chiffres d'affaires qui sont fournis pour les deux pays non-européens.

Les importations de chaque pays européen en provenance des deux pays non européens sont disponibles dans COMEXT et la méthode de conversion des données de commerce en nomenclature NACE 70 est la même que celle décrite dans Head et Mayer (2000).

Distances

En termes de distances, nous avons vu que notre mesure pondérée de la distance était réellement importante lorsque les deux pays étaient relativement proches l'un de l'autre. Pour des pays éloignés en Europe, notre mesure de la distance converge vers la distance "simple" de capitale à capitale. Cela sera d'autant plus vrai pour les distances bilatérales des pays européens vers le Japon car ce pays est très éloigné de tous les pays européens et relativement "petit" en surface. Nous ne pouvons toutefois pas procéder de la manière habituelle pour calculer les distances par rapport au Japon de chaque pays européen. En effet, le calcul de la distance simple de n'importe quel pays européen

vis-à-vis du Japon implique que les flux de commerce passent par la voie la plus courte, en l'occurrence par le Pôle Nord. Le transport aérien par cette voie ne constitue clairement pas le mode de transport dominant des exportations japonaises vers l'Europe. La plupart des flux prennent la voie maritime ce qui a pour conséquence d'à peu près doubler la distance parcourue du Japon vers les principales villes européennes. Si nous faisons l'hypothèse que tout le commerce entre le Japon et l'Europe utilise la voie maritime, il nous faut donc les distances de port à port. Hurd (1956) donne quelques distances du port de Yokohama vers certains ports européens. Voici les distances retenues :

– pour la France, les distances vers Marseille et Le Havre sont disponibles, les deux ports étant de taille importante, nous prenons la moyenne des distances de Yokohama : 10327,5 miles ;

– pour la Belgique et les Pays-Bas, nous retenons la distance jusqu'à Anvers : 11310 miles. Pour l'Allemagne et le Danemark, nous prenons la distance Yokohama - Hambourg : 11570 miles ;

– pour l'Italie, nous utilisons Yokohama - Marseille (9540 miles) et Marseille - Gênes (210 miles) : 9330 miles ;

– pour le Royaume-Uni, Yokohama - Londres : 11235 miles ;

– pour l'Irlande, nous ajoutons la distance Londres - Dublin à Yokohama - Londres : 11526 miles.

Les données régionales utilisées pour calculer les distances externes et internes ont été extraites de la base de données REGIO, disponible auprès d'Eurostat. La variable utilisée pour calculer les pondérations est la population de chacune de ces régions en 1990. Cette variable est disponible à différents niveaux de désagrégation géographique appelés NUTS. Cette classification va du niveau NUTS 0 qui définit les pays jusqu'au niveau NUTS 5 qui représente en fait les différentes villes européennes (un petit peu moins de 100000 unités NUTS sont définies dans ce dernier niveau de désagrégation). Pour chaque pays, nous avons choisi le niveau de désagrégation qui, tout en restant relativement agrégé nous donnait un nombre raisonnable d'unités régionales à l'intérieur de chacun des pays. Le niveau de désagrégation est NUTS 2 pour le Portugal et le Danemark, NUTS 3 pour l'Irlande et NUTS 1 pour tous les autres pays. Nous obtenons ainsi 77 régions en Europe. Pour les États-Unis, nous prenons les États comme unité régionale, la ville considérée comme centrale dans chaque État est la ville dont la population est la plus importante. La variable de pondération w utilisée dans le calcul des distances est la population de l'État.

Prix

La base VISA fournit, au niveau NACE trois chiffres, des indices de prix à la production pour les pays et les années qui nous intéressent (base 100 en 1990). Nous avons besoin de prix relatifs et ces indices ne peuvent donc pas être utilisés tels quels. Nous ne disposons d'aucun indicateur de prix relatif sectoriel et nous avons donc recours à un indicateur de prix relatif macroéconomique disponible dans les Penn World Tables

(<http://datacentre.chass.utoronto.ca/pwt/index.html>)

pour le début de la période jusqu'à l'année où les données de prix sectoriels américains deviennent disponibles (1976-1984). À partir de ces prix relatifs en 1984, nous appliquons les indices de prix sectoriels de chaque pays pour avoir une approximation des prix relatifs par secteur. Cette approximation est donc plus précise pour les dernières années que pour les premières. Il faut noter que les indices

de prix sectoriels fournis par VISA sont convertis en ECU et prennent donc en compte les variations de change au cours de la période. L'effet sur le commerce est donc pris en compte par cette variable et n'influence pas l'estimation de l'effet frontière. La figure 4 donne une représentation de

notre variable de prix sur la même période. Jusqu'en 1984, ce sont des prix relatifs "macro" par rapport aux États-Unis. À partir de 1985, la figure représente la moyenne des prix à la production pour les secteurs 3 chiffres.

Figures 4 : évolution des prix relatifs dans les différents pays de l'échantillon

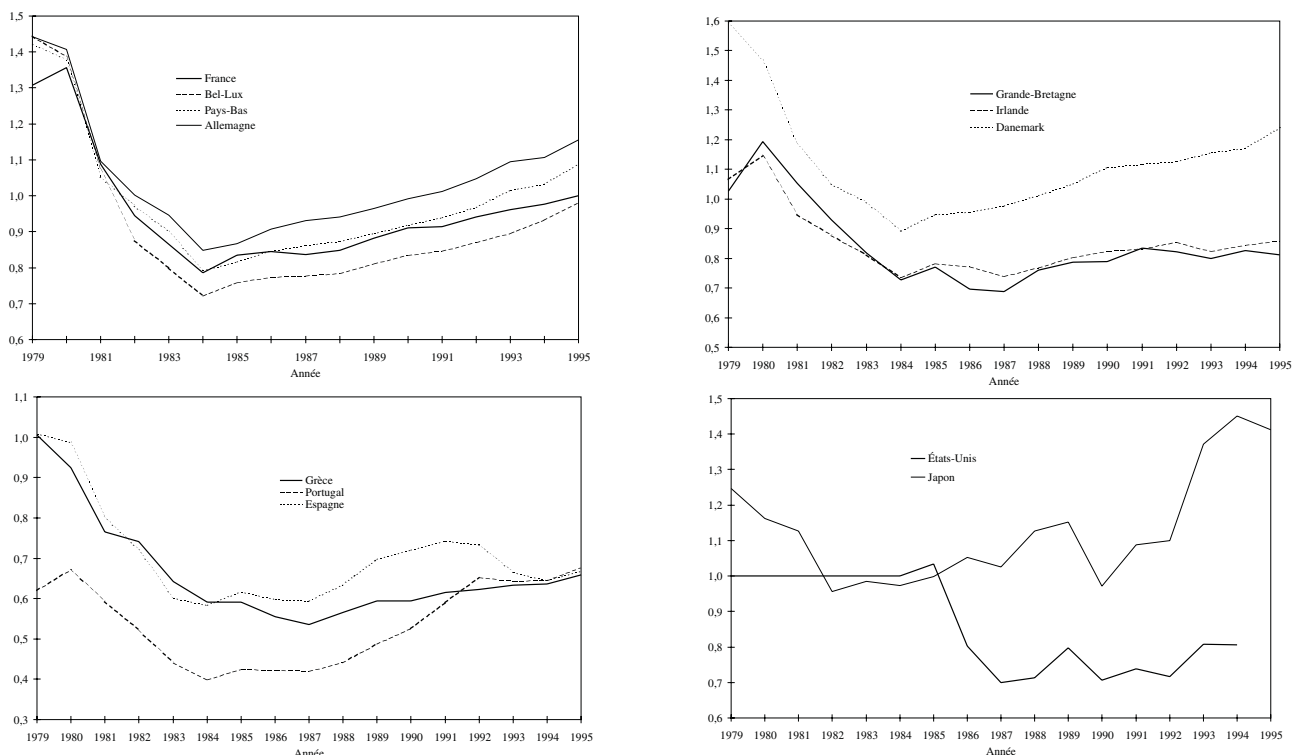


Tableau 5 : distances utilisées dans les régressions

| PAYS | FRA | BEL | NDL | GER | ITA | UK | IRL | DK | GRE | POR | SPA | USA | |
|------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| FRA | 264 (47) | | | | | | | | | | | | |
| BEL | 308 (189) | 43 (12) | | | | | | | | | | | |
| NDL | 374 (227) | 86 (48) | 56 (12) | | | | | | | | | | |
| GER | 424 (258) | 221 (103) | 214 (59) | 186 (15) | | | | | | | | | |
| ITA | 590 (398) | 652 (454) | 697 (447) | 560 (414) | 262 (99) | | | | | | | | |
| UK | 436 (212) | 319 (194) | 330 (238) | 513 (296) | 936 (594) | 145 (48) | | | | | | | |
| IRL | 602 (486) | 546 (474) | 557 (511) | 740 (570) | 1138 (880) | 263 (291) | 86 (73) | | | | | | |
| DK | 706 (603) | 431 (414) | 356 (378) | 388 (366) | 900 (739) | 575 (526) | 773 (682) | 68 (92) | | | | | |
| GRE | 1215 (1306) | 1234 (1314) | 1253 (1288) | 1077 (1236) | 675 (911) | 1542 (1487) | 1762 (1778) | 1313 (1404) | 148 (228) | | | | |
| POR | 793 (756) | 1011 (935) | 1082 (978) | 1147 (1014) | 1113 (946) | 958 (825) | 917 (852) | 1432 (1339) | 1708 (1733) | 104 (141) | | | |
| SPA | 577 (518) | 806 (691) | 881 (715) | 903 (718) | 800 (453) | 853 (710) | 897 (917) | 1226 (1084) | 1387 (1170) | 372 (563) | 272 (113) | | |
| USA | 4484 (4138) | 4452 (4134) | 4445 (4165) | 4626 (4221) | 5031 (4535) | 4148 (3956) | 3927 (3665) | 4501 (4160) | 5660 (5442) | 4244 (3935) | 4491 (4407) | 1073 (916) | |
| JAP | 10328 (6037) | 11310 (5849) | 11310 (5811) | 11570 (5788) | 9330 (6036) | 11235 (5939) | 11526 (5957) | 11570 (5436) | 8510 (5904) | 10125 (6764) | 9753 (6474) | 6371 (6309) | 145 (1359) |

Note : toutes distances en miles. Les chiffres entre parenthèses sont les distances mesurées entre les deux principales villes de chaque pays. Les distances internes entre parenthèses utilisent la formule de Wei (1996) : 1/4 de la distance au voisin le plus proche.

On voit bien dans cette figure que notre variable de prix relatif (prix du pays exportateur sur prix du pays importateur) prend en compte l'évolution du change sur la période avec la chute de toutes les devises de l'échantillon par rapport au dollar jusqu'au milieu des années 80 et la dépréciation du dollar dans les années qui suivent. Cela apparaît assez clairement dans la figure 5 qui fournit dans sa partie haute une représentation de l'évolution des deux devises cruciales dans notre estimation : le dollar américain et le yen japonais, dont l'évolution par rapport au panier de monnaies européennes (ECU). Dans la partie basse de cette figure, on trouve notre variable de *prix relatif par rapport aux États-Unis* pour les 4 principaux pays européens : Allemagne, France, Grande Bretagne et Italie.

Pays

Enfin, nous ne considérons que les pays européens suivants : Allemagne, Belgique-Luxembourg, Danemark, France, Grande-Bretagne, Italie et Pays-Bas, comme pays de destination des flux (les statistiques de la Belgique et du Luxembourg sont agrégées) afin d'éviter d'avoir des pays qui font leur entrée dans la Communauté européenne au cours de la période étudiée. L'Irlande est également exclue de l'échantillon car elle constitue un cas très particulier avec un niveau d'effets frontière très faible vis-à-vis des États-Unis et du Japon, sans doute en raison de la présence importante des investissements directs en provenance de ces deux pays.

Figures 5 : évolution du taux de change de l'ECU contre dollar américain et yen japonais sur la période

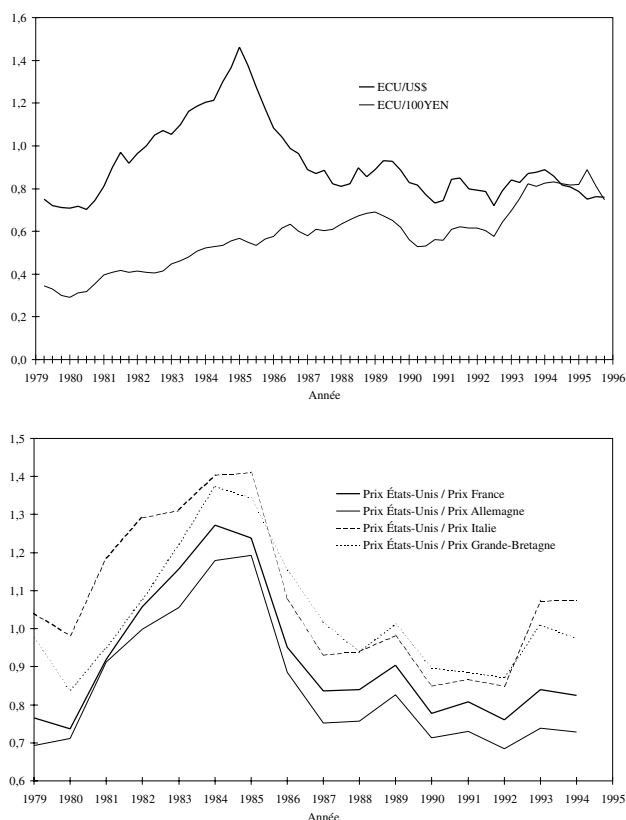


Tableau 6 : effets frontières des pays de l'UE vis-à-vis du Japon et des États-Unis (test de robustesse I)

| Période : | Variable Expliquée : $\ln(m_{ij} / m_{ii})$ | | | | | |
|---------------------------------------|---|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | [78-80] | [81-83] | [84-86] | [87-89] | [90-92] | [93-95] |
| Frontière | -3,06 ^a (0,19) | -2,96 ^a (0,17) | -3,01 ^a (0,25) | -2,92 ^a (0,20) | -2,59 ^a (0,22) | -2,80 ^a (0,19) |
| Production relative | 0,94 ^a (0,09) | 0,97 ^a (0,09) | 0,92 ^a (0,08) | 0,79 ^a (0,07) | 0,83 ^a (0,07) | 0,83 ^a (0,05) |
| Prix relatifs | -0,03 (0,32) | -0,66 (1,00) | 0,25 (1,00) | 0,03 (0,69) | -0,52 (0,74) | -0,62 ^c (0,35) |
| Distance relative | -1,01 ^a (0,15) | -0,90 ^a (0,15) | -0,74 ^a (0,13) | -0,74 ^a (0,13) | -0,88 ^a (0,21) | -0,74 ^a (0,19) |
| Langue | 1,18 ^a (0,21) | 1,11 ^a (0,27) | 1,29 ^a (0,14) | 1,29 ^a (0,16) | 1,17 ^a (0,18) | 1,23 ^a (0,17) |
| États-Unis | -0,24 (0,46) | -0,81 (0,51) | -1,36 ^a (0,26) | -0,77 ^a (0,28) | -0,46 (0,56) | -0,65 (0,42) |
| Japon | | -0,72 (0,57) | -1,53 ^a (0,46) | -1,48 ^a (0,38) | -0,83 (0,70) | -1,35 ^b (0,60) |
| Evolution du change | -3,28 ^b (1,31) | 0,86 (1,30) | 0,53 (0,94) | -0,83 ^b (0,40) | 0,45 (0,32) | 0,17 (0,68) |
| Solde courant/ <i>PIB</i> destination | -1,79 (8,21) | 11,50 ^b (5,12) | 11,96 ^a (3,51) | 4,86 (5,07) | 4,55 (5,34) | -4,34 (4,08) |
| Solde courant/ <i>PIB</i> origine | 1,49 (4,32) | -8,02 ^a (2,32) | 2,48 (2,24) | 8,93 ^a (1,99) | 9,33 ^a (3,00) | 4,38 ^b (2,11) |
| Mills Ratio | -2,28 ^c (1,21) | -0,01 (1,35) | -1,46 (1,22) | -0,96 (1,42) | -3,68 ^b (1,53) | -2,08 (1,88) |
| <i>N</i> | 13551 | 9312 | 9777 | 10229 | 9717 | 9174 |
| <i>R</i> ² | 0.322 | 0.328 | 0.33 | 0.324 | 0.332 | 0.324 |
| RMSE | 1.93 | 2.061 | 2.08 | 2.008 | 1.983 | 2.028 |

Note : écarts-types entre parenthèses : a, b et c représentent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types reportés tiennent compte de la corrélation des erreurs pour un même importateur.

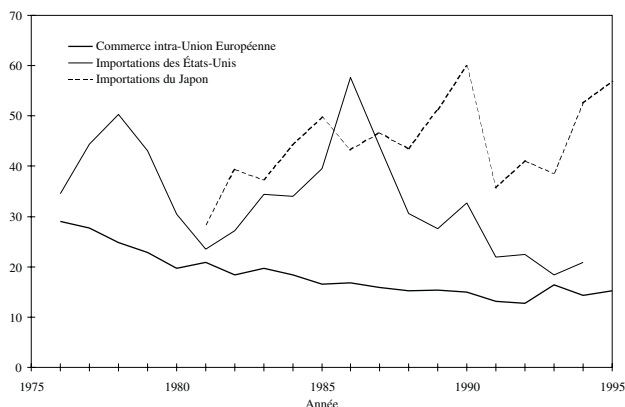
Robustesse des résultats

Afin de vérifier la robustesse des résultats concernant notamment l'évolution des effets frontières vis-à-vis des États-Unis et du Japon, nous proposons ici une spécification différente tentant de prendre en compte des effets macroéconomiques relativement absents du modèle théorique. La première modification de la spécification consiste à vérifier que l'influence du taux de change est bien prise en compte dans la régression (au travers de la variable de prix, voir ci-dessus). Cette variable est particulièrement importante pour les échanges avec les États-Unis et le Japon pour lesquels les variations de change ont été importantes. Nous ajoutons à notre variable de prix, qui reflète le prix relatif du secteur entre les deux partenaires compte tenu du niveau du change, une variable reflétant l'évolution du taux de change bilatéral (croissance par rapport à l'année précédente en prenant la valeur moyenne sur les 12 mois) entre les deux pays partenaires. La variable de change est le nombre d'unités de devises du pays importateur pour une unité de devises du pays exportateur afin que l'on s'attende à un signe négatif : une appréciation de la devise de l'exportateur est représentée par une hausse de cette variable qui devrait réduire ses exportations. Nous cherchons également à contrôler si les effets frontières et en particulier leur variation ne seraient pas dues à des effets macroéconomiques non liés au change insuffisamment pris en compte dans le modèle. Le ratio du solde de la balance courante sur *PIB* nous semble un bon indicateur à cet égard, reflétant l'évolution de la situation des comptes extérieurs des pays partenaires qui pourrait être indûment attribuée aux effets frontières. Les résultats à comparer au tableau 1 et à la figure 3 sont les suivants :

Les résultats principaux, c'est-à-dire l'ampleur des effets frontières intra-européens et leur évolution dans le temps restent qualitativement très similaires.

Enfin, un dernier test de robustesse consiste à imposer le coefficient sur les prix dans la régression. En effet, on peut voir dans le tableau 1 que le coefficient sur les prix est très faible et en général non significatif. Compte tenu du fait que cette variable prend en compte la variation du change, cela suggère que l'impact des variations du dollar et du yen pourraient se retrouver dans l'effet frontière car l'effet direct du change sur les flux est très faible. Une manière d'imposer un impact plus important du change consiste à imposer le coefficient sur les prix relatifs et à passer cette variable du

Figure 6 : effets frontières vis-à-vis des USA et du Japon (Test de robustesse I)



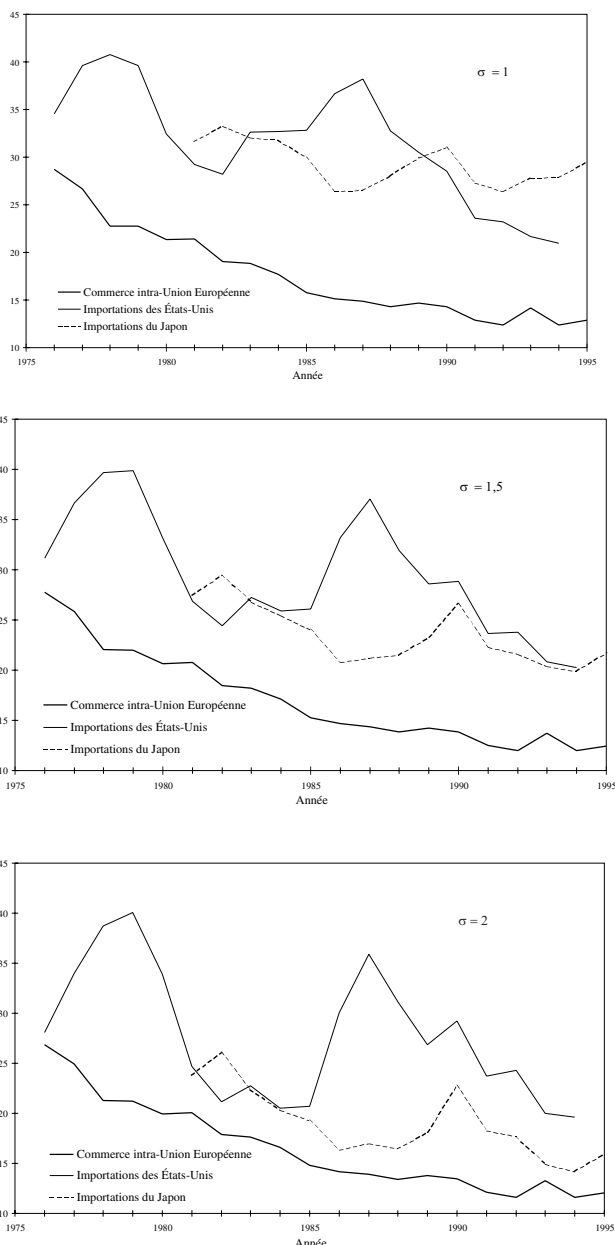
coté gauche de l'équation. L'équation devient :

$$\ln\left(\frac{m_{ij}}{m_{ii}}\right) + \sigma \ln\left(\frac{p_j}{p_i}\right) = \ln\left(\frac{v_j}{v_i}\right) - (\sigma - 1)\delta \ln\left(\frac{d_{ij}}{d_{ii}}\right) - (\sigma - 1)[\beta + \eta] - (\sigma - 1)[\varphi - \eta]F_{ij} + (\sigma - 1)\lambda L_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Les valeurs de σ estimées dans le tableau 1 sont trop faibles (parfois mêmes du signe inverse) pour être compatibles avec le modèle théorique. Nous estimons l'équation ci-dessus pour trois valeurs de $\sigma = 1, 1,5$ et 2. Notons que cette dernière valeur revient à imposer une réaction très forte au taux de change, en particulier par rapport aux coefficients estimés sans cette contrainte.

L'imposition de cette contrainte sur l'élasticité prix aboutit très logiquement à tempérer les effets frontières sur les importations en provenance des deux pays tiers. On notera que pour l'élasticité prix unitaire qui semble la plus raisonnable par rapport aux valeurs estimées, l'effet "Forteresse Europe" reste qualitativement similaire à la situation sans contrainte sur les coefficients.

Figures 7 : effets frontières vis-à-vis des États-Unis et du Japon (Test de robustesse II)



Nous détaillons dans cette annexe les étapes intermédiaires pour l'obtention de l'équation estimable (3). Les différents éléments requis sont :

1. La fonction de demande adressée au pays à partir de la fonction d'utilité CES

$$m_{ij} = \frac{a_{ij}^{\sigma-1} n_j p_j^{1-\sigma}}{\sum_k a_{ik}^{\sigma-1} n_k p_k^{1-\sigma}} m_i$$

Pour se débarrasser du dénominateur dont l'estimation se révèle problématique, nous ramenons tous les flux bilatéraux en direction d'un pays aux flux internes de ce pays :

$$\frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \left(\frac{a_{ij}}{a_{ii}} \right)^{\sigma-1} \left(\frac{p_{ij}}{p_{ii}} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{n_j}{n_i} \right)$$

2. Nous avons montré dans la deuxième partie qu'à l'équilibre, une des caractéristiques de ce modèle de concurrence monopolistique est que toutes les firmes ont la même production tant que la technologie est identique entre les pays. Cela nous permet d'obtenir une expression très simple pour la valeur de la production du secteur en question dans le pays j et donc de remplacer le nombre de variétés n_j du modèle théorique qui est inobservable empiriquement :

$$v_j = qp_j n_j \Rightarrow n_j = \frac{v_j}{qp_j}$$

3. La dernière étape consiste à spécifier les fonctions de prix bilatéraux et de préférences bilatérales des consommateurs. Cela nous donne les deux équations suivantes dont les éléments sont décrits dans la deuxième partie :

$$\begin{cases} p_{ij} \equiv (\exp[\eta E_{ij} + \varphi F_{ij}]) d_{ij}^{\delta} p_j \\ a_{ij} \equiv \exp[e_{ij} - (\beta - \lambda L_{ij})(E_{ij} + F_{ij})] \end{cases}$$

En rappelant que E_{ij} est une variable *dummy* égale à 1 lorsque $i \neq j$ et j appartient à l'Union et que F_{ij} est une variable *dummy* égale à 1 lorsque $i \neq j$ et j n'appartient pas à l'Union, on peut remplacer dans l'expression $\frac{m_{ij}}{m_{ii}}$ les

équations du nombre de variétés, des prix livrés et des préférences bilatérales⁽¹⁵⁾.

$$\frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \left(\frac{\exp[e_{ij} - (\beta - \lambda L_{ij})]}{\exp[e_{ii}]} \right)^{\sigma-1} \left(\frac{\exp[\eta E_{ij} + \varphi F_{ij}] d_{ij}^{\delta} p_j}{d_{ii}^{\delta} p_i} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{v_j p_i}{v_i p_j} \right)$$

En simplifiant cette expression, on obtient :

$$\frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \left(\frac{v_j}{v_i} \right) \left(\frac{\exp[\eta E_{ij} + \varphi F_{ij}] d_{ij}^{\delta}}{d_{ij}^{\delta}} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{p_j}{p_i} \right)^{-\sigma} \left(\frac{\exp[e_{ij} - (\beta - \lambda L_{ij})]}{\exp[e_{ii}]} \right)^{\sigma-1}$$

La transformation en log de cette dernière expression donne l'équation suivante :

$$\ln \left(\frac{m_{ij}}{m_{ii}} \right) = \ln \left(\frac{v_j}{v_i} \right) + (1-\sigma) \delta \ln \left(\frac{d_{ij}}{d_{ii}} \right) - \sigma \ln \left(\frac{p_j}{p_i} \right) - (\sigma-1)[\beta - \lambda L_{ij}] + (1-\sigma)(\eta E_{ij} + \varphi F_{ij}) + (\sigma-1)(e_{ij} - e_{ii})$$

Nous obtenons finalement l'équation (3) suivante directement estimable :

$$\ln \left(\frac{m_{ij}}{m_{ii}} \right) = \ln \left(\frac{v_j}{v_i} \right) - (\sigma-1) \delta \ln \left(\frac{d_{ij}}{d_{ii}} \right) - \sigma \ln \left(\frac{p_j}{p_i} \right) - (\sigma-1)[\beta + \eta] - (\sigma-1)[\varphi - \eta] F_{ij} + (\sigma-1) \lambda L_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

avec $\varepsilon_{ij} = (\sigma-1)(e_{ij} - e_{ii})$